UNIVERSITÉ DE NEUCHATEL — FACULTÉ DES LETTRES

ÉVALUATION DE LA PERSONNALITÉ ET SITUATION DE SÉLECTION

THÈSE

présentée à la Faculté des lettres de l'Université de Neuchâtel
pour obtenir le grade de docteur ès lettres

par

FRANCIS GENDRE

Imprimerie Alençonnaise - Place Poulet-Malassis
Alençon (Orne)

1966

ÉVALUATION
DE LA PERSONNALITÉ
ET SITUATION DE SÉLECTION

UNIVERSITEITSBIBLIOTHEEK - LEIDEN -

UNIVERSITÉ DE NEUCHATEL — FACULTÉ DES LETTRES

ÉVALUATION DE LA PERSONNALITÉ ET SITUATION DE SÉLECTION

THÈSE

présentée à la Faculté des lettres de l'Université de Neuchâtel
pour obtenir le grade de docteur ès lettres

par

FRANCIS GENDRE

Imprimerie Alençonnaise - Place Poulet-Malassis
Alençon (Orne)

1966

« La Faculté des Lettres de l'Université de Neuchâtel, sur le rapport de MM. les professeurs Philippe Muller et Jean Cardinet, de l'Université de Neuchâtel, autorise l'impression de la thèse présentée par M. Francis Gendre, en laissant à l'auteur la responsabilité des opinions énoncées. »

Neuchâtel, le 7 Juillet 1966.

Le Doyen :
Jean-Blaise GRIZE.

TABLE DES MATIÈRES

PREMIÈRE PARTIE : LES PROBLÈMES DE L'ÉVALUATION DE LA PERSONNALITÉ

Chapitre I. — LES MÉTHODES 7
1. Les problèmes de la sélection. 7
2. Les méthodes d'évaluation de la personnalité 7
3. Conclusion 10

Chapitre II. — LE CALIFORNIA PSYCHOLOGICAL INVENTORY (CPI) DE GOUGH 10
1. Construction 10
2. Administration, correction, interprétation 11
3. Composition factorielle. 14
4. Normes 16
5. Fidélité 17
6. Validité 17
7. Biais et tricherie 19

Chapitre III. — LES BIAIS DANS LES QUESTIONNAIRES DE PERSONNALITÉ 20
1. Généralités 20
2. L'acquiescence 20
3. La désirabilité sociale 23
4. Relations entre désirabilité et acquiescence 26
5. Styles de réponse et caractéristiques des items. 27
6. Les biais, la fidélité et la validité des échelles 28
7. Conclusion 28

Chapitre IV. — LES BIAIS ET LE CPI 28
1. Désirabilité des items du CPI 28
2. Biais et validité du CPI 29
3. CPI et tricherie. 29
4. Conclusion 29

DEUXIÈME PARTIE : ÉTUDE EXPÉRIMENTALE :
LES BIAIS ET LA TRICHERIE DANS LE CPI

Introduction 31

Chapitre I. — CONSTRUCTION DE NOUVELLES ÉCHELLES 31
1. Échelle d'acquiescence 31
2. Échelle de popularité 32
3. Échelles pathologiques 32

Chapitre II. — ANALYSES FACTORIELLES 33
1. Intercorrélations 33
2. Analyses factorielles 33

Chapitre III. — SCORES FACTORIELS, HOMOGÉNÉITÉ ET GÉNÉRALISABILITÉ. 41
1. Scores factoriels. 41
2. Homogénéité 42
3. Généralisabilité 42

Chapitre IV. — Les biais et les caractéristiques des échelles 42
1. Relations entre acquiescence et caractéristiques des échelles 42
2. Relations entre homogénéité, désirabilité et popularité des échelles 43
3. Relations entre désirabilité et popularité des items 43

Chapitre V. — Étude descriptive de la tricherie 46
1. Simulation d'après Dicken 46
2. Tricherie 50
3. Correspondance entre les deux analyses de liaison 52
4. Simulation et structure factorielle 53

Chapitre VI. — Détection de la simulation 55
1. Méthodes 55
2. Validation des méthodes de détection 58
3. Tricherie et éléments de la situation de sélection 64

Troisième partie : ÉTUDE EXPÉRIMENTALE : BIAIS, TRICHERIE ET VALIDITÉ DU CPI

Chapitre I. — Biais, tricherie et pouvoir discriminant du CPI 67
1. Les fonctions discriminantes 67
2. Données de l'étude 69
3. Plan de l'étude 70
4. Vérification et contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI 73
5. Contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI et les échelles *Aq* et *Po* 77
6. Vérification et contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI, et les échelles *Aq* et *Po*, et l'âge de l'intelligence 77
7. Valeur particulière des fonctions discriminantes pour chaque groupe et chaque catégorie 77
8. Conclusion 80

Chapitre II. — Biais, tricherie et validité du CPI 80
1. Données et plan de l'étude 80
2. Apprentis employés de bureau 81
3. Apprentis techniciens électriciens 82
4. Apprentis techniciens mécaniciens 84
5. Cadres en formation 84
6. Secrétaires 87
7. Mécaniciens 89
8. Conclusion 91

Chapitre III. — Conclusion et discussion 92

Résumé 95
Bibliographie 96
Annexes 100
Remerciements 107

PREMIÈRE PARTIE

Les problèmes de l'évaluation de la personnalité

I. LES MÉTHODES

1. Les problèmes de la sélection.

Toute décision, tout choix, comporte un aspect négatif : l'élimination des autres possibilités. Le choix des hommes suit cette règle et consiste en une sélection. La procédure de sélection a toujours existé, que ce soit en fonction de la naissance, de la fortune ou de toute autre caractéristique individuelle ou sociale, mais le terme même connait une plus grande popularité, ou impopularité, depuis l'introduction des examens psychotechniques d'embauche dans les entreprises. Le processus d'élimination des candidats est uniquement lié au nombre de postes disponibles par rapport au nombre de postulants, et découle directement des conditions économiques et du marché du travail, mais l'utilisation des procédures modernes d'évaluation psychologique a entraîné de nombreuses réactions : il n'est que d'ouvrir les journaux pour voir régulièrement surgir des articles s'attaquant aux épreuves utilisées, qu'elles prétendent mesurer les aptitudes, les intérêts ou la personnalité. Les épreuves de personnalité si elles jouissent souvent de la faveur et de la curiosité des employeurs, sont généralement moins acceptées par les sujets et ne bénéficient que d'une confiance limitée parmi les psychologues. Les critiques qui leur sont adressées peuvent se classer en deux catégories : d'une part celles qui leur dénient toute valeur pronostique ou diagnostique et d'autre part celles qui mettent en cause la nature et l'emploi des renseignements qu'elles apportent, leur intrusion dans la vie privée. Les premières objections sont d'ordre technique et méthodologique, les secondes d'ordre éthique.

L'objectif de ce travail est d'essayer d'apporter des réponses à ces deux questions. Pour ce faire, nous allons rapidement examiner les différentes méthodes utilisées pour l'appréciation de la personnalité, avant de nous attacher à étudier une épreuve particulière : l'Inventaire Psychologique de Californie (CPI) de Gough, et d'essayer d'en montrer la valeur.

Nous terminerons par l'exposé de nos opinions concernant les problèmes éthiques soulevés par l'utilisation des questionnaires de personnalité.

2. Les méthodes d'évaluation de la personnalité.

Notre vie professionnelle, familiale ou sociale est faite de contacts personnels au cours desquels chacun effectue des jugements sur la personnalité de son interlocuteur, et essaie d'adapter son comportement aux attentes qui en découlent. Dans la majorité des cas cette appréciation est suffisamment précise pour les besoins pratiques, et les erreurs de jugement peuvent être rectifiées en

fonction des résultats de son propre comportement et au fur et à mesure que se poursuivent ces contacts. Lorsqu'une décision doit être prise sur cette base, le problème de la précision de cette évaluation se pose avec acuité, une erreur pouvant entraîner des conséquences graves. Il est donc important de connaître les différentes méthodes et d'essayer d'en évaluer les possibilités et les limites.

Ces méthodes peuvent se ranger en deux catégories grossières, celles qui reposent sur l'évaluation immédiate de la personnalité au cours d'un entretien, et celles qui font appel à un support matériel et qui se subdivisent en méthodes dites projectives et en méthodes dites objectives.

L'entretien

Il a été étudié de deux points de vue : d'une part essayer de comprendre le processus d'appréciation et d'autre part évaluer sa fidélité et sa validité.

Pour évaluer la personnalité au cours d'un entretien, chacun se sert de repères. Ichheiser (1949) en décrit 6, dont 3 semblent pertinents pour les situations de sélection : *a*) les facteurs physiques tels que la physionomie, la stature, les vêtements, *b*) les facteurs expressifs, tels que la voix et les gestes, *c*) les facteurs de contenu, c'est-à-dire les informations fournies par le sujet au cours de l'entretien.

Ces différents repères ne sont pas utilisés séparément et la plupart des études ont montré que chacun tend à percevoir l'autre comme un tout, plutôt qu'en fonction de tous les repères successifs. Dès les premières minutes, l'opinion de l'observateur est faite et les informations supplémentaires sont intégrées à cette première image (Springbett, 1958). Ce processus se caractérise par une simplification (Vernon, 1955) c'est-à-dire que chacun a tendance à se faire de l'autre une image globale, polarisée, du côté négatif ou positif, à surestimer la cohérence et la stabilité de son comportement. Cette exagération de la consistance de l'autre implique une rigidité de la perception qui fait que tout ce qui va à l'encontre de cette première impression n'est pas perçu ou est rejeté (Kahn et Cannell, 1957).

Ce processus étant ainsi décrit, quelle en est la valeur pour l'appréciation de la personnalité ?

En 1949, Wagner et en 1965, Ulrich et Trumbo ont fait la revue des études sur l'entretien. La première étude mettait en évidence le manque de données quantitatives permettant d'évaluer l'entretien et pour les études en présentant, le manque de pureté expérimentale : contamination du critère ou de l'entretien. Les validités trouvées se situaient entre .09 et .94 pour l'appréciation de traits de personnalité avec un médian de .19 et pour les critères d'efficacité globale, un médian de .23.

La seconde analyse reprend les mêmes critiques sur les études effectuées et distingue entre l'entretien proprement dit et l'utilisation de données complémentaires telles que la fiche de candidature. Elle aboutit aux conclusions suivantes : le problème de la fidélité de l'entretien d'embauche a rarement été abordé ou cette fidélité apparaît comme faible, de l'ordre de .50. La proportion des candidats qui donnent des informations exactes durant l'entretien varie entre 100 p. 100 et 50 p. 100 selon la désirabilité sociale de l'information demandée. La validité de l'entretien oscille entre .20 et .30 pour des critères d'efficacité globale. Les entretiens systématiques, structurés, semblent plus valides que ceux laissés à l'improvisation de l'observateur. Les données complémentaires (formule de candidature, etc.) sont dans l'ensemble plus valides que l'entretien lui-même, et enfin l'entretien devrait limiter ses prétentions à apprécier la motivation au travail et les rapports inter-personnels, pour lesquels les validités semblent plus hautes.

En ce qui concerne les repères utilisés durant l'entretien, les études ont surtout porté sur les facteurs physiques : bien que les jugements des observateurs soient relativement fidèles et homogènes d'observateurs à observateurs (Secord et al. 1954, Bonnardel 1964),

la physionomie n'a aucune relation avec les traits de personnalité, l'intelligence ou le succès au travail. La structure du corps (Davidson et al., 1957) semble en corrélation avec certains traits de personnalité et avec l'intelligence, mais les plus hautes corrélations trouvées ne dépassent pas .30, (chez des enfants les critères étant des tests et non des comportements réels). Les facteurs expressifs, la voix et les gestes, donnent lieu à des évaluations relativement fidèles et homogènes (Allport et Vernon, 1933) mais on manque d'études et par conséquent de preuves quant à leur validité.

Bien que des différences individuelles existent, il semble bien que dans la plupart des cas l'entretien doive se borner à être une information réciproque, et que l'on doive soit recourir à des techniques plus raffinées pour l'évaluation de la personnalité soit abandonner l'idée de tenir compte de la personnalité des candidats et se contenter des résultats des épreuves d'aptitudes et de l'examen de la formule de candidature.

Parmi les techniques utilisées figurent les techniques projectives.

Les techniques projectives

Elles ont été et sont encore une des techniques qui divisent le plus les psychologues cliniciens et les psychologues scientifiques. Pour les premiers ce sont les seules épreuves de quelque valeur pouvant suppléer aux observations cliniques, entretien et étude de cas. Tandis que pour les autres (Eysenck, 1960) elles ne sont guère plus que les véhicules de l'intuition et de l'imagination du clinicien. Ces épreuves sont fondées sur des théories incertaines et les études scientifiques entreprises pour démontrer leur validité ont presque toujours échoué (Jensen, 1958), sauf pour le TAT.

Les épreuves projectives peuvent se classer en 5 grandes catégories selon le type de réponse proposée (Lindzey, 1959) *association* à des mots ou à des tâches, *construction* d'histoires, *complètement* de phrases ou d'histoires, *arrangement* ou choix parmi des images ou des alternatives verbales, *expression* à travers le jeu ou des dessins. Les stimuli ou/et les instructions sont peu structurés et ambigus de façon à encourager la liberté et la diversité des réponses. Le sujet est habituellement peu conscient de la manière dont ses réponses vont être interprétées. La théorie sous-jacente est que le sujet structure ou réagit à ces situations en fonction de ses conceptions ou de ses dispositions de personnalité. La correction de ces épreuves est souvent longue et peu fidèle et dépend de la personnalité et de l'expérience du correcteur.

Un point qui émerge clairement des recherches est que les réponses projectives dépendent grandement des méthodes d'administration, de la personnalité du correcteur, de l'humeur du sujet et de ses attitudes et ne peuvent pas être acceptées comme une expression pure des dispositions profondes. Masling (1960) a résumé plus de 100 études dans ce domaine et bien qu'il reconnaisse la faiblesse de certaines, il pense qu'elles justifient la conclusion que le sujet quand il est en face de stimuli non structurés, utilise toute sorte de repères du psychologue ou de la situation d'examen de façon à donner ce qu'il considère comme des réponses acceptables.

Les corrélations entre les épreuves projectives et les épreuves censées mesurer les mêmes dimensions sont pratiquement nulles, de même que celles entre différentes épreuves projectives (Holtzman et al., 1961).

En ce qui concerne le problème plus spécifique des situations industrielles, les études aboutissent à des résultats négatifs. Quelques unes des plus marquantes sont citées dans le numéro spécial du Bulletin de Psychologie (D. Anzieu et al., 1963) : aucune différence significative au Rorschach entre différents groupes professionnels, ni entre bons et mauvais vendeurs, ni entre pilotes. Le PMK de Lopez échoue à discriminer les conducteurs de tramway et les études sur le Rozensweig ne sont pas plus concluantes. Seul le TAT semble apporter quelques évidences positives

en ce qui concerne la créativité, les ingénieurs, les chauffeurs et le succès académique. Ce dernier semble plus valide quand il est interprété en fonction des besoins de réalisation que de la théorie de Murray pour lequel il était destiné.

Pour conclure, il semble bien que du point de vue strictement scientifique, il ne soit pas prouvé que les épreuves projectives soient valides (Müller, 1953) dans le domaine de la psychologie industrielle. Des études ont d'ailleurs montré que leur inclusion et leur prise en considération tendaient à abaisser la validité générale de l'examen d'embauche (Campbell, 1962).

Les épreuves objectives de personnalité

Elles essaient de pallier certaines des difficultés rencontrées avec les épreuves projectives, en appliquant les critères habituels de construction de tests. Cependant les théories sous-jacentes varient, ainsi que les modes de construction (empirique, à priori ou factorialisé), et leur développement a été souvent motivé plus par des besoins pratiques que scientifiques. Les épreuves objectives les plus connues sont les questionnaires auxquels on doit répondre par oui ou par non, et si dans le domaine pathologique ils ont apporté des preuves de leur utilité (en particulier le MMPI), dans le domaine de la psychologie normale ils sont souvent restés au stade expérimental.

En ce qui concerne les problèmes spécifiques des situations industrielles Guion et Gottier (1965) ont fait la revue des études parues entre 1935 et 1965 dans « Personnel Psychology » et « Journal of Applied Psychology ». Le nombre de résultats significatifs sur 87 études, ne dépasse guère celui que l'on obtiendrait par hasard. Les critiques faites par Locke et Hulin (1963) aux études effectuées à l'aide de AVA (Activity Vector Analysis) s'appliquent à celles faites avec les autres instruments : il s'agit le plus souvent de validité concurrente et non de validité prédictive, les critères sont inappropriés, il n'y a pas de contrevalidation, les validités trouvées sont souvent fondées sur les différences existant entre des groupes extrêmes sans que l'on tienne compte de leur valeur prédictive; les validités faibles sont dues à l'infidélité des échelles, et surtout aux possibilités de tricherie.

De la revue de Guion et Gottier il ressort également que les épreuves empiriques semblent donner de meilleurs résultats que celles fondées sur des théories psychologiques plus raffinées : les questionnaires biographiques ont montré de meilleures validités et de façon plus régulière, que les tests de Guilford ou de Edwards par exemple.

En ce qui concerne les épreuves objectives de personnalité on est amené à conclure qu'il n'y a pas de preuves déterminantes permettant de recommander leur emploi en situation de sélection, mais que dans certaines situations, pour certains buts, certains instruments peuvent être valides et que de nombreuses recherches dans ce domaine sont encore nécessaires.

3. Conclusion.

Ces différentes revues sur les méthodes d'appréciation de la personnalité mettent l'accent sur le peu de certitudes sur lesquelles il est possible de s'appuyer et incitent à une grande prudence dans ce domaine et plus particulièrement dans celui des applications en milieu industriel. Pourtant il existe un besoin véritable. Chacun est conscient de l'importance de la personnalité dans le succès ou l'échec, et cherche à déterminer ce que le candidat veut faire plutôt que ce qu'il pourrait faire, c'est-à-dire à évaluer les motivations autant que les aptitudes.

II. LE CALIFORNIA PSYCHOLOGICAL INVENTORY DE GOUGH

1. Construction.

Les psychologues ont toujours été intéressés par la mesure de la personnalité normale, mais ont dû le plus souvent se contenter d'utiliser ou d'adap-

ter des instruments créés dans le but de dépister les troubles pathologiques ou de résoudre des problèmes spécifiques, tels que celui du choix professionnel. Quelques rares questionnaires s'adressent à des populations normales, et les plus connus d'entre eux sont le « 16 PF de Cattell », le « Edwards Personal Preference Schedule » et le « Guilford Zimmermann Temperament Survey ». Ces épreuves ont surtout fait l'objet d'études internes portant sur leur composition factorielle ou sur la susceptibilité de leurs items à être influencés par la désirabilité sociale, et il existe peu de résultats convaincants concernant leur possibilité d'utilisation pratique. Le California Psychological Inventory (CPI) de Gough (1957) est pratiquement le seul à pouvoir faire état d'un nombre suffisant d'études, tant internes qu'externes, indiquant de façon nette sa valeur pour l'évaluation de la personnalité normale, bien qu'il ait peu été utilisé en situation industrielle.

Le CPI a été créé pour atteindre deux buts. Le premier, de nature surtout théorique, était de développer et d'utiliser des concepts descriptifs en rapport avec la sphère personnelle et sociale : le CPI touche des caractéristiques de la personnalité qui sont en relation directe avec le comportement et principalement avec la vie en société et cherche à évaluer les aspects favorables plutôt que morbides ou pathologiques. Le second, plus pratique, était de créer des échelles courtes, précises et fidèles pour mesurer les dimensions choisies pour ce questionnaire.

Le CPI a souvent été appelé le MMPI normal, non seulement parce qu'il contient 186 items de ce dernier mais surtout parce qu'il a été construit sur le même schéma, de façon empirique, en contrastant les réponses de sujets jugés extrêmes dans un critère pertinent, tel que la dominance par exemple. Sur les 18 échelles du CPI, 4 seulement ont été construites de façon plus classique en sélectionnant des items de façon théorique et en les soumettant à une analyse interne et à des validations ultérieures.

2. Administration, correction et interprétation.

Le CPI comprend 480 questions auxquelles on répond par Vrai ou Faux et nécessite pour les réponses 45 minutes à 1 heure. Les 22 dernières questions ne sont pas corrigées et peuvent donc être abandonnées. Les conditions de passation ne semblent pas jouer un grand rôle sur les résultats, les moyennes n'étant pas différentes selon que l'on réponde seul ou sous contrôle d'un psychologue, que le sujet lise lui-même les questions ou qu'il les écoute (Bennett et Rudoff, 1957; Gough, 1957). La correction se fait généralement à la main, mais peut être effectuée à la machine.

Le CPI mesure 18 dimensions, qui ont été regroupées en 4 grands domaines par l'auteur au vu des intercorrélations entre les échelles.

Le tableau I tiré du manuel du CPI fournit des indications sur chaque échelle, la définition de chaque dimension mesurée, ainsi que les caractéristiques des personnes ayant des scores élevés à chacune d'entre elles. Ces descriptions sont issues des recherches expérimentales au cours desquelles des personnes furent évaluées par des psychologues, et ces évaluations mises en corrélation avec les scores du CPI.

Pour l'interprétation du profil la méthode préconisée est la suivante :

1. *Évaluer* la hauteur moyenne du profil : un profil au-dessus de la moyenne indique une personne efficace tant du point de vue social qu'intellectuel. Cette élévation moyenne peut être comparée à celle des différents groupes.

2. *Comparer* l'élévation respective des quatre grands domaines mesurés. Après l'appréciation rapide du niveau de fonctionnement du sujet on doit interpréter les différences aux groupements d'échelles. Par exemple, si une personne a les échelles du groupe I élevées (social) et celles du groupe III basses (efficience), on peut présumer que ses savoir-faire sociaux seront très développés mais que son efficacité intellectuelle ou sur le plan académique sera plus faible.

TABLEAU I

Signification des échelles du CPI (d'après le Manuel du CPI)

Les personnes ayant des scores élevés tendent a être :	Échelle et trait qu'elle se propose de mesurer	Les personnes ayant des scores bas tendent a être :
	Classe I : Mesure de l'acquiescence et de la sociabilité	
Agressif, assuré, obstiné, persuasif, ayant la parole aisée, indépendant, confiant en lui-même, aptitude au commandement, initiative.	1. *Do* (dominance) : pour apprécier les aptitudes au commandement, la dominance et l'initiative sociale.	Inhibé, quelconque, banal, indifférent, silencieux, soumis, lent de pensée et d'actes, évite les situations de tension et de décision, manque de confiance en soi.
Ambitieux, actif, énergique, plein de ressources, efficace dans ses rapports, ayant de l'envergure et un large champ d'intérêts.	2. *Cs* (ambition) : pour apprécier les qualités personnelles nécessaires pour tenir un rang, une position sociale.	Apathique, timide, conventionnel, lent, passif, intérêts limités, gêné dans les situations sociales nouvelles ou peu familières.
Actif, entreprenant, spontané, compétitif, pensée originale et exprimée aisément.	3. *Sy* (sociabilité) : pour détecter les personnes sociables, actives.	Emprunté, conventionnel, soumis, modeste, passif, incertain, influencé par les réactions et les opinions des autres.
Enthousiaste, imaginatif, vif, spontané, volubile, actif, nature expressive et exubérante.	4. *Sp* (habileté sociale) : pour apprécier la spontanéité et la confiance en soi dans les rapports interpersonnels.	Réfléchi, modéré, patient, incertain. Pensée étroite et sans originalité.
Intelligent, franc, exigeant, mordant, égocentrique, persuasif, confiant et plein d'assurance.	5. *Sa* (acceptation) : pour évaluer la valeur personnelle, l'acceptation de soi, la capacité à penser de manière indépendante.	Méthodique, conservateur, calme, passif, intérêts étroits, tendance aux sentiments de culpabilité.
Énergique, entreprenant, ambitieux, actif, productif, valorise le travail et l'effort.	6. *Wb* (bien-être) : pour identifier les personnes qui minimisent leurs soucis et les doutes sur eux-mêmes et détecter les tricheurs.	Sans ambition, nonchalant, conventionnel, tendance à se justifier, rigide de pensée et d'action.
	Classe II : Mesure de la socialisation et de la responsabilité	
Prévoyant, responsable, minutieux, capable, indépendant, efficace et fertile en ressources, consciencieux et digne de confiance, moral.	7. *Re* (responsabilité) : pour détecter les personnes consciencieuses, responsables et dignes de confiance.	Immature, paresseux, changeant, impulsif, se laisse influencer par ses vues personnelles, le dépit ou le dogmatisme.
Sérieux, honnête, travailleur, modeste, sincère, stable, consciencieux, responsable, se soumet à la discipline.	8. *So* (socialisation) : pour indiquer le degré de maturité sociale, d'intégrité et de rectitude.	Sur la défensive, revendicateur, exclusif, rancunier, obstiné, rebelle, tendance aux excès à l'exhibition.
Calme, patient, réaliste, lent, dévoué, réfléchi, honnête et consciencieux, strict dans son travail et dans ce qu'il attend des autres.	9. *Sc* (maîtrise de soi) : pour évaluer le degré d'autocontrôle, l'absence d'égocentrisme et d'impulsivité.	Impulsif, irritable, égocentrique, agressif, cassant, met l'accent sur le plaisir et le gain personnel.
Entreprenant, rapide, tolérant, pensée claire, plein de ressources, capable intellectuellement, ayant des intérêts variés et des aptitudes verbales.	10. *To* (tolérance) : pour identifier les personnes ayant des croyances et des attitudes sociales permissives.	Soupçonneux, étroit, méfiant, effacé, passif, tend à porter des jugements, incrédule et méfiant dans ses rapports sociaux.
Coopératif, entreprenant, actif, sociable, obstiné, tient à faire bonne impression.	11. *Gi* (bonne impression) : pour identifier les personnes capables de créer une impression favorable et pour détecter les tricheurs.	Inhibé, précautionneux, sur la réserve. Froid et distant dans ses rapports avec autrui, égocentrique.
Modéré, plein de tact, constant, sincère, patient, stable, réaliste, honnête et consciencieux.	12. *Cm* (communalité) : pour indiquer dans quelle mesure les réponses de la personne correspondent au « mode » du questionnaire.	Impatient, changeant, imaginatif, nerveux, agité, inattentif et oublieux, a des problèmes et des conflits internes.

TABLEAU I *(suite)*

SIGNIFICATION DES ÉCHELLES DU CPI (d'après le manuel du CPI)

LES PERSONNES AYANT DES SCORES ÉLEVÉS TENDENT A ÊTRE :	ÉCHELLE ET TRAIT QU'ELLE SE PROPOSE DE MESURER	LES PERSONNES AYANT DES SCORES BAS TENDENT A ÊTRE :
	Classe III : Mesure de la réalisation	
Capable, coopératif, efficace, organisé, responsable, stable, sincère, persévérant, valorise l'activité intellectuelle.	13. *Ac* (réalisation par conformisme) pour identifier les facteurs d'intérêts et de motivation qui facilitent les réalisations dans les situations où le conformisme est un comportement positif.	Têtu, sur la réserve, emprunté, incertain, exclusif, facilement désorganisé quand il doit se conformer, pessimiste sur son avenir professionnel.
Énergique, mûr, dominant, exigeant, prévoyant, indépendant, confiant en soi-même, capacité intellectuelle et jugement supérieur.	14. *Ai* (réalisation par indépendance) : pour identifier les facteurs d'intérêts et de motivation qui facilitent les réalisations dans les situations où l'indépendance est un comportement positif.	Inhibé, anxieux, précautionneux, insatisfait, méfiant, soumis, manque de clairvoyance et de compréhension envers soi-même.
Efficient, clair, capable, intelligent, prévoyant, consciencieux, plein de ressources, valorise les sujets intellectuels.	15. *Ie* (efficience intellectuelle) : pour évaluer le degré d'efficacité personnelle et intellectuelle.	Précautionneux, confus, insouciant, superficiel, dépourvu d'ambition, conventionnel, manque de discipline de soi.
	Classe IV : Mesure des intérêts	
Attentif, spontané, rapide, perspicace, volubile, plein de ressources, changeant, se rebelle contre les règles, les restrictions et les contraintes.	16. *Py* (tendance intuitive) : pour mesurer l'intérêt envers les besoins intérieurs, les motivations et les expériences des autres.	Indifférent, paisible, sérieux, prudent, sans prétention, lent dans ses pensées et ses actions, conformiste, conventionnel.
Perspicace, spontané, aventureux, confiant en soi-même, plein d'humour, insubordonné, idéaliste, égocentrique, cynique, préoccupé par son propre plaisir.	17. *Fx* (flexibilité) : pour évaluer le degré de flexibilité et d'adaptabilité aux pensées et aux actions des autres.	Hésitant, prudent, soucieux, sur ses gardes, méthodique, rigide, conformiste, conventionnel, soumis.
Sensible, patient, gentil, modéré, coopératif, persévérant, sincère. Accepte les autres tels qu'ils sont.	18. *Fe* (féminité) : pour apprécier la féminité ou la masculinité des intérêts.	Actif, têtu, ambitieux, impatient, se montre manipulatif et opportuniste dans ses réactions avec autrui, direct dans ses paroles et ses actions, ne supporte pas l'indécision ou le retard.

3. *Chercher* l'échelle la plus haute et la plus basse du profil et chercher les descriptions qui y sont associées. Plus ces scores sont extrêmes et plus les descriptions sont adéquates. Si ces descriptions sont similaires elle se renforcent l'une l'autre, si au contraire elles sont contradictoires elles se modèrent l'une l'autre.

4. *Étudier* l'originalité du profil. Chercher ce qui fait la spécificité du profil, par exemple les combinaisons rares de scores élevés et bas, en fonction des intercorrélations, les pattern rares, les déviations rares des normes, etc., et essayer de les interpréter.

5. *Considérer* la variabilité interne du profil. La prise en considération des déviations des échelles individuelles par rapport à la moyenne personnelle du profil peut accroître la signification des analyses précédentes en tenant compte des caractéristiques individuelles du profil.

D'autre part, comme la plupart des sujets ont plus d'un score élevé et bas, l'auteur propose quelques interprétations à partir de patterns et de combinaisons particulières d'échelles élevées ou basses. Ces interprétations sont en partie fondées sur des recherches et en partie sur les théories qui sous-tendent chacune des dimensions considérées et ne sont donc que des indications qui

nécessitent des confirmations expérimentales. Le tableau II résume ces interprétations. Dans une étude de Heilbrun et al. (1962) les patterns formés des échelles dominance et bonne impression ont été mis en corrélation avec les réponses à l'Adjective Check List de Gough ainsi qu'avec les attentes théoriques. Les résultats sont résumés dans le tableau III.

TABLEAU II

INTERPRÉTATION DES PATTERNS DE NOTES A QUELQUES ÉCHELLES DU CPI
(d'après le Manuel)

Re haut

consciencieux	efficient
doux	plein de ressources
patient	persévérant
sincère	posé
soumis	vigoureux

Cs bas — *Cs* haut

apathique	agressif
bizarre	manipulatif
méfiant	opportuniste
indifférent	égocentrique
changeant	sceptique

Re bas

Sô haut

dominant	stable
obstiné	contrôlé
critique	placide
caustique	

Sc bas — *Sc* haut

agressif	perfide
réfractaire	changeant
excitable	méfiant
exigeant	obstiné

So bas

Do haut

analyse	prévoit
critique	coordonne
désapprouve	dirige
juge	initie
résiste	

Sy bas — *Sy* haut

élude	acquiesce
concède	coopère
abandonne	aide
se retire	

Do bas

Ac haut

travailleur	efficace
modéré	mûr
calme	organisé
	stable

Ai bas — *Ai* haut

emprunté	exigeant
vulgaire	dominant
superficiel	indépendant
	caustique

Ac bas

TABLEAU III

INTERPRÉTATION DU PATTERN DE NOTES AUX ÉCHELLES *Do* ET *Gi*
(d'après HEILBRUN et al.)

Do haut

agressif	actif
égocentrique	aventureux
intolérant	ambitieux
caustique	travailleur
parole aisée	fort
	parole aisée
	plein de ressources

Gi bas — *Gi* haut

confus	amical
insatisfait	oublieux
émotif	secourable
inhibé	strict
changeant	économe
amer	

Do bas

3. Composition factorielle.

Quatre analyses factorielles ont été publiées (Mitchell et Pierce Jones, 1960) (Crites et al., 1961) (Nichols et Schnell, 1963) (Springob et Struening, 1964), et plusieurs autres effectuées, aboutissant à des résultats très comparables, malgré les différences dans les échantillons de sujets ou les méthodes utilisées. De ces analyses il est possible de tirer les conclusions suivantes :

1. La structure factorielle du CPI est la même pour les hommes et pour les femmes : Crites et al. n'ont trouvé aucune différence entre les matrices de variance-covariance pour chacun des sexes, et Nichols et Schnell ont effectué des analyses séparées pour les hommes et les femmes et abouti à des résultats très semblables.

2. Malgré quelques différences qui peuvent être attribuées aux méthodes utilisées (centroïde ou axes principaux) les analyses factorielles aboutissent à des groupements identiques des échelles du CPI, quelque peu différents de ceux proposés par Gough.

Les facteurs qui émergent de ces études ont été représentés graphiquement par Crites (1963) de la façon suivante (fig. 1).

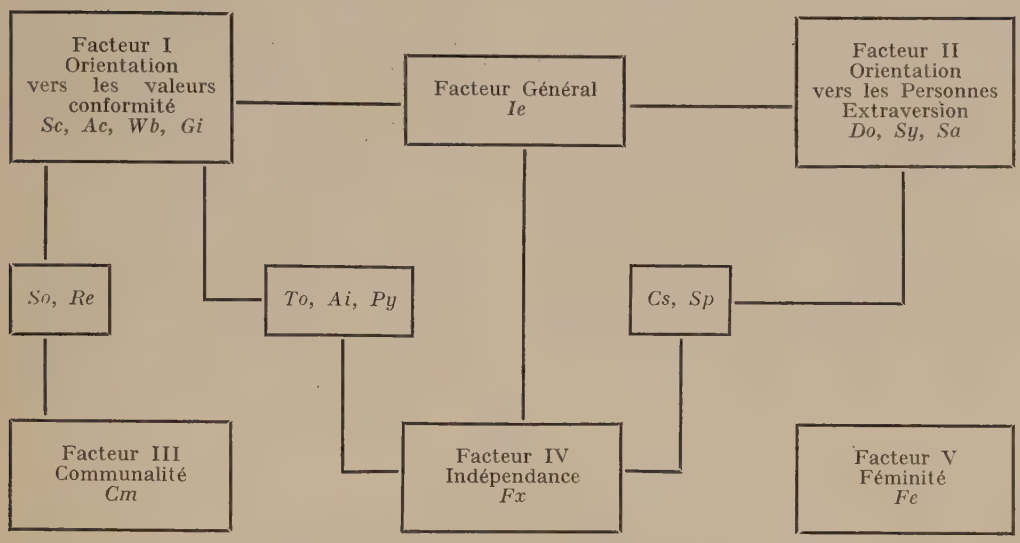

FIG. 1. — Représentation schématique de la composition factorielle du CPI (d'après CRITES)
Les grands cadres représentent les facteurs, les petits cadres représentent les échelles qui ont des saturations dans deux facteurs, les lignes indiquant ces relations.

Facteur I. — Les échelles *Sc*, *Ac*, *Wb*, et *Gi* définissent ce facteur en combinaison avec *So*, *Re*, qui ont des saturations dans le facteur III, et *To*, *Ai* et *Py* qui sont reliées au facteur IV. Ce facteur I correspond assez étroitement à la classe II du CPI : mesure de la socialisation, maturité et responsabilité. Il a été nommé « ajustement par conformité aux normes sociales » par Mitchell et Pierce Jones, « orientation vers les valeurs » par Nichols et Schnell, et Crites l'interprète comme un mode d'ajustement impliquant l'adaptation à la réalité à travers une attitude de souplesse, de coopération et de conformité.

Les adjectifs décrivant les personnes ayant des scores élevés aux 3 échelles les plus saturées, suggèrent une personnalité scrupuleuse, se conformant aux normes, et valorisant le travail.

Facteur II. — Les échelles *Do*, *Sy* et *Sa* définissent ce facteur en combinaison avec *Cs* et *Sp* qui ont aussi ces saturations dans le facteur IV. Excepté pour l'échelle *Wb*, il correspond exactement à la classe I du CPI : mesure du poids, de l'ascendance et de l'assurance. Il a été dénommé « poids social ou extraversion » par Mitchell et Pierce Jones, et « orientation vers les personnes » par Nichols et Schnell. Crites et al. l'interprètent comme un mode d'ajustement qui reflète une inclination pour diriger et contrôler les autres.

Les adjectifs qui décrivent les personnes ayant des scores élevés aux 3 échelles principales, suggèrent une personnalité sociable, active, ayant le goût du commandement.

Facteur III. — Il est défini par la seule échelle *Cm*. Mais les échelles *So* et *Re* sont également saturées dans ce facteur. Dans l'étude de Mitchell et Pierce Jones l'échelle *Fe* y était incluse, et ce facteur dénommé « force du Sur Moi ». Nichols et Schnell n'interprètent pas la signification de ce facteur, mais leurs données montrent qu'il constitue l'extrémité d'un facteur bipolaire, dont l'autre extrémité est constituée par les échelles *Ai*, *Fx* et *To*. Crites et al. trouvent que les échelles *Cm*, *Fe* et *Fx* définissent des facteurs différents et ils en concluent que les deux dernières échelles mesurent probablement des dimensions d'attitudes et que l'échelle *Cm* mesure la tendance à donner des réponses modales au CPI en rapport

avec le but poursuivi par Gough en la construisant.

Facteur IV. — *Fx* est une des échelles qui représentent ce facteur, mais *To*, *Ai*, *Py*, *Cs* et *Sp* y contribuent aussi. Il a été dénommé « capacité de pensée et d'action indépendante » par Mitchell et Pierce Jones, et Nichols et Schnell ne l'interprètent pas. Les adjectifs qui décrivent les personnes ayant des scores élevés à ces échelles suggèrent une personnalité créative et pleine de ressources, ayant des intérêts variés.

Facteur V. — C'est le facteur qui apparaît comme le plus spécifique et il est constitué uniquement par l'échelle *Fe* et mesure le continuum féminité et masculinité des intérêts. Cette dimension est rarement corrélée avec les autres variables (Heston, 1948). Crites et al. suggèrent que ce facteur pourrait jouer le rôle de variable modératrice.

Crites et al. ont également identifié un *Facteur Général* représenté par l'échelle *Ie*. Ces auteurs ont cherché à prédire chacune des échelles du CPI à partir des échelles définissant le mieux chacun des facteurs. Il est apparu que l'échelle *Ie* était significativement reliée au plus grand nombre d'échelles du CPI, appartenant aux facteurs I, II et IV. Crites et al. en ont conclu que l'échelle *Ie* mesure un niveau d'ajustement général et ils proposent de l'appeler « force du moi », car disent-ils il n'y a pas qu'une composante intellectuelle dans cette échelle mais également des composantes adaptatives révélées par les relations entre cette échelle et les facteurs du CPI.

4. Normes.

Le tableau IV reporte les normes pour différents échantillons. La comparaison avec d'autres cultures montre qu'en Europe les échelles du domaine social, sont plus basses et celles du domaine maturité plus hautes. En annexe se trouvent les normes générales suisses.

TABLEAU IV

MOYENNE ET SIGMA DE QUELQUES GROUPES PROFESSIONNELS
(tirés du Manuel du CPI)

ÉCHELLES	VENDEURS N = 85		DIRECTEURS (banques) N = 25		CADRES (industrie) N = 107		TECHNICIENS ÉLECTRONIC. N = 27		OUVRIERS N = 105	
	m	σ	m	σ	m	σ	m	σ	m	σ
1. *Do*	32,0	4,7	30,2	4,3	29,5	6,7	26,8	5,2	26,5	4,6
2. *Cs*	21,1	3,3	21,3	3,2	20,5	4,3	20,5	3,4	18,8	4,2
3. *Sy*	28,0	3,8	25,4	4,3	25,4	5,5	25,1	5,0	24,4	4,9
4. *Sp*	38,2	4,5	36,4	5,2	36,1	5,4	35,3	4,7	33,3	5,5
5. *Sa*	23,2	2,4	19,6	3,3	20,7	4,4	19,6	3,0	18,2	3,8
6. *Wb*	39,8	3,0	40,5	2,7	39,8	3,4	38,7	3,5	38,5	4,0
7. *Re*	31,6	4,4	33,2	3,6	31,5	5,7	31,7	5,1	31,1	5,0
8. *So*	38,3	4,4	39,0	5,1	37,5	5,1	37,0	5,6	36,1	5,0
9. *Sc*	32,0	6,2	34,8	6,9	32,9	7,1	33,7	8,0	34,7	7,0
10. *To*	24,1	4,1	25,2	4,0	24,5	5,1	23,6	4,9	23,2	4,5
11. *Gi*	20,7	5,6	21,2	7,2	20,0	6,8	21,9	6,9	22,1	5,9
12. *Cm*	27,1	1,1	26,5	1,3	26,3	1,4	26,4	1,5	26,4	1,8
13. *Ac*	30,1	4,0	30,6	4,0	28,7	5,2	27,5	2,8	27,3	4,2
14. *Ai*	17,9	3,6	22,1	3,3	19,7	4,8	19,7	4,5	18,1	4,0
15. *Ie*	40,3	4,3	41,2	4,2	40,1	6,3	41,0	3,6	38,5	5,0
16. *Py*	12,1	2,4	12,1	2,5	12,2	3,1	12,8	2,7	11,3	2,0
17. *Fx*	6,9	3,1	8,7	3,6	9,3	3,6	9,2	3,2	7,8	3,4
18. *Fe*	16,3	3,1	16,4	3,4	16,2	3,5	15,6	2,7	16,7	3,1

5. Fidélité.

La fidélité test-retest de chaque échelle, après un an, pour un échantillon d'étudiants et après une à trois semaines pour des prisonniers, figure dans le tableau V tiré du manuel du CPI. Les coefficients de corrélation pour les prisonniers atteignent des niveaux satisfaisants, tandis que pour les étudiants ils sont légèrement inférieurs, sans doute en raison de la maturation survenue durant l'année écoulée entre les deux passations. En général la fidélité du CPI est suffisante pour permettre une utilisation pratique, sauf pour deux échelles : *Cm* et *Py* qui sont aussi les plus courtes (28 items et 22 items). Astin (1964) reporte une fidélité moyenne de .53 après 6 ans pour 495 garçons et .53 également pour 190 filles, ce qui supporte la comparaison avec les autres instruments utilisés dans son étude.

Goldberg et al. (1964) ont étudié la fidélité test-retest de chaque item du CPI et trouvé une moyenne de .51 pour les garçons et .51 à .56 pour les filles.

TABLEAU V

CORRÉLATIONS TEST-RETEST POUR CHACUNE DES ÉCHELLES DU CPI
(d'après le Manuel du CPI)

Échelle	Retest 1 an après (étudiants)		Retest 2 a 3 semaines après (prisonniers)
	Femmes (N = 125)	Hommes (N = 101)	Hommes (N = 200)
1. *Do*	.72	.64	.80
2. *Cs*	.68	.62	.80
3. *Sy*	.71	.68	.84
4. *Sp*	.63	.60	.80
5. *Sa*	.71	.67	.71
6. *Wb*	.72	.71	.75
7. *Re*	.73	.65	.85
8. *So*	.69	.65	.80
9. *Sc*	.68	.75	.86
10. *To*	.61	.71	.87
11. *Gi*	.68	.69	.81
12. *Cm*	.44	.38	.58
13. *Ac*	.73	.60	.79
14. *Ai*	.57	.63	.71
15. *Ie*	.77	.74	.80
16. *Py*	.49	.48	.53
17. *Fx*	.67	.60	.49
18. *Fe*	.65	.59	.73

6. Validité.

Les validités reportées dans le manuel sont de deux sortes, d'une part des corrélations entre échelles et évaluations effectuées par des juges, et d'autre part des différences entre groupes supposés posséder plus ou moins le trait mesuré ou séparés sur la base des appréciations des juges. Le tableau VI résume ces informations.

Depuis la parution du manuel un grand nombre d'études ont eu lieu (la bibliographie en 1963 comptait plus de 200 titres), principalement dans 2 directions : la prédiction du succès académique et l'étude de groupes professionnels. D'autre part, certaines échelles ont été utilisées séparément, principalement l'échelle de socialisation pour la détection de la délinquance.

TABLEAU VI

VALIDITÉ DES ÉCHELLES DU CPI ISSUES DES ÉTUDES DE CONTREVALIDATION
(d'après le Manuel du CPI)

Échelles	Évaluation			Différence entre groupes extrêmes et tout venant		Différences entre plusieurs groupes se situant sur un continuum
	Étudiants		Officiers (N = 100)	Étudiants		
	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	
1. *Do*	+.48		.40	S.01	S.01	
2. *Cs*	.41	.48	.38, .43			
3. *Sy*				S.01	S.01	
4. *Sp*	.43			S.01	S.01	
5. *Sa*	.32, .57			S.01	S.01	
6. *Wb*			.26, .27			S.01
7. *Re*	.38, .38			S.01	S.01	
8. *So*						S.01 (.67) S.01 (.76)
9. *Sc*	.25	.34	.23, .21	S.01	S.01	
10. *To*	.34, .48					
11. *Gi*	.60, .32			S.01		
12. *Cm*			.28, .32			
13. *Ac*	.41	.41	.33			
14. *Ai*	.44, .31 .38		.30			
15. *Ie*	.50, .44		.58, .41			
16. *Py*						S.01
17. *Fx*	.48, .36, .58					
18. *Fe*	.41, .43					.78, .65, .64

Étude du succès académique.

Les études ont porté sur la prédiction du succès dans les « high schools », les collèges et dans certaines branches spécifiques : journalisme, mathématiques, médecine, psychologie. Toutes ont montré la valeur du CPI pour prédire le succès académique et en particulier 4 échelles ressortent comme les plus valides : *Ac*, *Ai*, *So* et *Sc*. Dans une étude effectuée en Italie, Gough a trouvé des résultats très encourageants (.39) pour la généralisation des études effectuées aux U.S.A. et pour l'utilisation du CPI en Europe.

Étude sur des groupes professionnels.

Nous ne reporterons ici que les études les plus marquantes et ayant des rapports plus ou moins proches avec les problèmes industriels.

a) *Architectes.* — MacKinnon (1962) dans son étude sur les architectes a montré que les créatifs se distinguent des non créatifs aux échelles *Do* (+), *Cs* (+), *Sp* (+), *Sy* (—), *Sa* (+), *Wb* (—), *So* (—), *Sc* (—), *Gi* (—), *Cm* (—), *Ai* (+), *Ac* (—), *Py* (+), *Fx* (+), *Fe* (+).

b) *Ingénieurs.* — Dunnette et Kirchner ont mis en relation les scores à 13 échelles du CPI obtenus par 37 ingénieurs, avec les réponses de leurs supérieurs à une fiche d'appréciation. L'échelle *To* s'est révélée la plus valide (.55), suivie des échelles *Cs*, *Sp* et *Ie* (.44, .40 et .39). Les échelles *Ac*, *Ai*, *Cm* et *Py* n'ont pas été utilisées.

Une étude de Mac Dermid (1965) met en relation le CPI avec l'évaluation de la créativité par les supérieurs pour 65 ingénieurs, et trouve une corrélation de .27 entre *Ai* et cette appréciation.

Ganwood (1964) compare des jeunes chercheurs du point de vue créativité (évaluée par des tests) et trouve des différences significatives, les créatifs se différenciant des non-créatifs aux échelles *Do* (+), *Sy* (+), *Sp* (+), *Sa* (+) et *So* (—), *Sc* (—) et *Gi* (—).

c) *Cadres.* — Mahoney et al. (1960) ont montré que *Do* était en relation avec le succès comme cadre dans une étude portant sur 13 entreprises et 468 cadres séparés en deux échantillons. Cette échelle était utilisée avec un seuil minimum de 30 points.

Goodstein et Schrader (1963) ont développé une échelle empirique pour différencier les cadres des autres personnes, en comparant les scores obtenus par 106 cadres supérieurs, 245 cadres moyens et 252 cadres inférieurs à 1748 hommes en général. Ces cadres ont été évalués par leur supérieur immédiat et cette appréciation mise en relation avec leur score à l'échelle développée, aboutissant à des validités de .25 et .27 pour les cadres supérieurs et moyens, et non significatives pour les cadres inférieurs. Cette échelle est composée de 205 items dont la majorité sont issus des échelles *To*, *Ai*, *Do*, *Cs*, *Sa* et *Ac* et donne l'image d'une personne efficace dans ses rapports avec autrui, dominante, capable de pensée et d'action indépendante.

Étude de la délinquance

L'échelle *So* a été construite dans le but d'identifier les délinquants. De nombreuses études ont confirmé sa valeur et en particulier une étude effectuée sur le plan international (Gough, 1965) touchant 10 pays parlant 8 langues différentes; 21 772 non délinquants ont été comparés à 5052 délinquants. Toutes les comparaisons pour chacun des pays sont significatives. En prenant pour base un pourcentage de délinquants par rapport à la population totale, de 20 p. 100 pour les femmes et de 30 p. 100 pour les hommes, le point critique maximum pour départager les délinquants des non délinquants se situe à 28 points, aboutissant à 80 p. 100 de classification correcte.

Validité conceptuelle
(construct validity)

Le CPI a été utilisé dans d'autres domaines et en particulier comme indice de changement dans une psychothérapie, comme critère de créativité, dans des études comparatives entre pays, dans des études longitudinales, dans l'armée, etc., et il tend de plus en plus à devenir le questionnaire de personnalité de référence pour de nombreux domaines.

Une autre méthode, souvent utilisée pour démontrer la valeur d'un questionnaire de personnalité est d'examiner ses *relations avec les autres instruments* utilisés dans l'évaluation de la personnalité. Le manuel du CPI fournit les résultats des corrélations avec le MMPI, le Strong, le Bernreuter et différentes mesures d'aptitudes sociales ou d'attitudes.

Dunnette et al. (1958) ont mis en relation le EPPS, le CPI et le Strong pour un échantillon industriel. Ces différentes études donnent toutes une image cohérente avec les dimensions mesurées, allant dans le sens escompté, gage supplémentaire pour l'interprétation de chacune des échelles.

7. Biais et tricherie.

Des études ont abordé le problème des biais dans le CPI (Jackson, 1960), ainsi que les possibilités de tricherie (Dicken, 1960). L'auteur du CPI pense que de par sa construction empirique si les biais sont en relation avec le critère, les échelles en tireront parti, sans quoi ils n'influenceront pas la validité de celles-ci.

Le CPI comporte une échelle destinée à la détection des tricheurs : *Gi*.

Il est nécessaire cependant d'approfondir ces deux points car des critiques ont été adressées au CPI et aux questionnaires de personnalité en général, en faisant valoir leur susceptibilité

aux biais et à la tricherie. Un grand nombre d'auteurs rejettent l'utilisation de ces questionnaires en situation industrielle pour cette raison, et des études sont nécessaires pour trancher expérimentalement la question. Nous allons maintenant présenter une revue générale des études sur ce sujet avant d'exposer les travaux que nous avons effectués pour essayer d'apprécier l'effet des biais et de la tricherie sur le CPI.

III. LES BIAIS DANS LES QUESTIONNAIRES DE PERSONNALITÉ

1. Généralités.

Depuis l'article de Cronbach (1946) sur les biais dans les épreuves psychologiques, un grand nombre d'études ont essayé d'en montrer l'importance, et d'en éliminer les effets.

Cronbach définit les biais ou *response set* comme toute tendance ayant pour effet de faire donner une réponse différente à une question, qu'elle ne le serait si la question était présentée sous une autre forme. Jackson et Messick (1958) nomment ces tendances « styles de réponse ».

Cronbach distingue sept genres de styles de réponses :

1. *Style de réponse dans l'incertitude:* lorsque le sujet n'est pas sûr d'une réponse, il peut répondre au hasard, s'abstenir ou réfléchir jusqu'à ce que la solution lui apparaisse.

2. *Style de définition des catégories de jugement:* il existe des différences individuelles dans les significations assignées et par suite dans les fréquences d'utilisation des possibilités offertes.

3. *Style de réponse en face de plusieurs possibilités:* lorsque le nombre de jugements à énoncer ou à désigner n'est pas spécifié, certains ont tendance à donner plusieurs réponses, d'autres à n'en donner qu'une.

4. *Style en présence d'un conflit vitesse-précision:* dans les épreuves à temps limité et lorsque les consignes ne le précisent pas ou mal, certains s'attachent plus à la vitesse aux dépens de la précision et vice-versa.

5. *Style propre à la composition libre:* il existe des styles différents selon ce que la personne imagine qu'on attend d'elle : certains feront des compositions ordonnées, d'autres d'un seul jet, certains donneront de nombreux détails, d'autres rien qu'un schéma.

6. *L'acquiescence:* c'est la tendance à choisir systématiquement une catégorie de réponse positive (Oui, Vrai, etc...) lorsque deux possibilités sont offertes.

7. *La désirabilité sociale:* c'est la tendance à répondre dans un sens socialement désirable.

Ce sont surtout ces deux dernières tendances qui peuvent influencer les réponses aux questionnaires de personnalité à choix forcés, et qui ont fait l'objet de recherches. Ce sont-elles que nous voudrions présenter ici.

2. L'acquiescence.

1. *Conceptions concernant l'acquiescence.*

L'acquiescence a d'abord été conçue comme un trait stable de la personnalité mais les dernières recherches tendent à nier son importance ou tout au moins sa généralité.

Couch et Kenniston (1960) conçoivent l'acquiescence comme le reflet d'un syndrome profond de la personnalité en relation avec l'apprentissage de la propreté, la plupart des auteurs cependant rattachent l'acquiescence à la conformité. Cette interprétation est issue des études sur l'échelle F de Californie (Chapman et Campbell, 1957; Gage, Leavitt et Stone, 1957), où l'acquiescence est assimilée à la « personnalité autoritaire ». Berg et Rapaport (1954) conçoivent l'acquiescence comme le résultat des récompenses associées au conformisme dans la société. Christie, Havel et Seidenberg (1958) à l'occasion de leurs recherches sur l'acquiescence dans les échelles d'attitudes, suggèrent que les jugements d'attitudes contradictoires peuvent être formulés parce qu'ils sont valorisés par des groupes de référence différents. Bass (1957) considère l'acquies-

cence comme une tendance sans corrélation avec le contenu.

En contradiction avec ces conceptions qui suggèrent que l'acquiescence est une tendance générale, Husek (1961), Elliot (1961) et Hanley (1959) interprètent les résultats de leurs recherches comme indiquant la présence de différentes sortes d'acquiescence, selon la nature du stimulus présenté. Damarin et Messick (1965) interprètent les résultats des analyses factorielles de Cattell comme suggérant plusieurs dimensions d'acquiescence. Enfin Rorer (1965), Weiss et Moos (1965) et Edwards (1963) arrivent à la conclusion que l'acquiescence est de peu d'importance et que ses effets ont été exagérés.

Nous allons examiner les différentes méthodes proposées pour évaluer l'influence de l'acquiescence.

2. *Mesures internes de l'acquiescence.* Plusieurs voies d'approche ont été utilisées pour montrer son influence et son importance.

a) *Corrélations entre questions :* si l'on met en corrélation les items scorés oui et les items scorés non d'une même échelle la présence de l'acquiescence contrebalancera la corrélation positive attendue et produira des corrélations proches de zéro. Dans cinq études sur l'échelle F de Californie, la corrélation médiane était .17 (Chapman et Bock, 1958); mais cette méthode n'a pas toujours fourni des résultats positifs : pour l'échelle d'anxiété manifeste de Taylor (Chapman et Campbell, 1959) et l'échelle de psychasthénie du MMPI (de Soto et Kuethe, 1959) la corrélation trouvée approche de la fidélité de ces échelles, ce qui indique que l'acquiescence n'est pas un facteur important.

b) *Nombre de réponses oui :* on peut mettre en relation le nombre de réponses oui à différents instruments; si l'on trouve que les nombres de réponses oui sont en corrélation, on attribue ce fait à l'acquiescence.

On a ainsi mis en relation le nombre de réponses oui au Bernreuter, à une échelle d'attitude de Thurstone et au Strong (Lorge, 1937). Cette procédure est très contestable car elle ne tient compte ni du contenu, ni de la désirabilité des questions.

c) *Dissymétrie des échelles :* on peut mettre en relation le pourcentage d'items scorés oui à chacune des échelles avec les corrélations entre ces échelles, les relations entre les échelles étant supposées déterminées par leur mode de réponse plus que par leur contenu. Jackson et Messick ont utilisé cette méthode pour montrer l'influence de l'acquiescence dans le MMPI et le CPI (1960, 1961). Cependant Edwards (1957) montre que ces relations sont uniquement dues à l'effet de la désirabilité sociale des items, et non de la dissymétrie des échelles. Tellegen (1965) fait remarquer que la direction des échelles de personnalité est généralement arbitraire. Ainsi l'échelle de Contrôle de Soi du CPI (*Sc*) était originellement une échelle d'Impulsivité. Le pourcentage d'items scorés oui est donc arbitraire et il est nécessaire d'avoir une règle générale. Il propose de refléter certaines échelles de façon qu'aucune n'ait un pourcentage de réponse oui inférieur à 0,50. En réanalysant les données de Jackson et Messick, en tenant compte de cette règle, il aboutit à des résultats moins impressionnants.

d) *Dépendance séquentielle :* Weiss et Moos (1965) ont adapté les techniques utilisées en psychophysique pour la détection des dépendances séquentielles et ont montré que dans le MMPI l'effet du contenu surpasse clairement toute tendance séquentielle, alors que dans les tâches sans contenu cette dépendance joue un rôle majeur. Ils en concluent au peu d'influence de l'acquiescence sur le MMPI.

e) *Échelles renversées :* si une personne répond oui à la fois à la question originelle et à son opposé il est clair qu'il est acquiescent. La difficulté réside dans la formulation de questions qui soient psychologiquement et logiquement opposées. Cette méthode a été utilisée par Jackson et Messick (1957) avec l'échelle F de Californie, mais Rorer (1965) a montré que pour un certain nombre des items utilisés, on pouvait répondre oui

dans les deux formes, sans être en contradiction avec soi-même. Rorer et Goldberg (1965) pensent que c'est cependant la seule méthode acceptable : les mesures indépendantes de l'acquiescence, si elles sont faites de questions verbales, mélangent le style et le contenu, et ni les techniques statistiques, ni les analyses factorielles ne pourront les isoler. Leur étude sur 67 échelles du MMPI montre, avec cette méthode, que l'acquiescence y est d'importance négligeable. Lichtenstein et Bryan (1965) concluent de la même façon leur étude utilisant la même méthode sur douze échelles du MMPI.

f) *Échelles contre-balancées :* Block (1965) a retiré des items de chaque échelle du MMPI, de façon que ces échelles deviennent symétriques. Il montre que la corrélation entre ces échelles et celles originelles sont aussi fortes que l'on pourrait s'y attendre, étant donné la perte de fidélité due au raccourcissement. Il en conclut au peu d'influence de l'acquiescence.

3. *Mesures externes de l'acquiescence.* Afin d'isoler et de détecter l'acquiescence, des échelles indépendantes ont été proposées, qui peuvent se ranger en trois catégories.

a) *Échelles constituées d'items au hasard :* On choisit des items plus ou moins au hasard, de telle façon que le nombre de réponses oui reflète uniquement l'acquiescence et non l'accord avec un contenu particulier. L'échelle Plus de Cohn (1956) est construite un peu sur ce modèle et consiste en 33 items les plus corrélés avec le nombre de réponses oui au MMPI. L'inconvénient de ces échelles est que la désirabilité des items n'est pas contrôlée, ce qui peut influencer le résultat.

b) *Échelles constituées d'items ayant un contenu minimum :* afin d'éliminer totalement l'influence du contenu et par suite de la désirabilité, le contenu est soit absent, soit très difficile, ou très ambigu. L'échelle Extra Sensory Perception (EPS) est construite sur ce modèle : elle consiste à demander au sujet de signifier son accord à 12 (Bass, 1956) ou 120 (Husek, 1961) jugements supposés « pensés » par l'expérimentateur. D'autres échelles plus structurées ont également été proposées, Phony Language Examination de Nunnaly et Husek (1958) et Information True Scale de Gage, Leavitt et Stone (1957). La difficulté consiste à obtenir la coopération des sujets. D'autre part les relations entre ces échelles et les autres « formes» d'acquiescence sont pratiquement nulles.

c) *Échelles constituées d'items de popularité moyenne :* On peut utiliser des items qui sont choisis par 40 à 60 p. 100 des sujets. L'échelle T du 69 Opinion Attitude and Interest Survey (Fricke, 1956) et l'échelle B (Fricke, 1957) ont été construites de cette façon. L'inconvénient réside dans le fait que le contenu n'est pas contrôlé et que leur désirabilité sociale ne l'est qu'imparfaitement.

4. *Corrélations entre échelles d'acquiescence.*

Les corrélations entre les différentes échelles d'acquiescence sont basses, même si l'on tient compte de leur fidélité imparfaite. Ces corrélations décroissent au fur et à mesure que la signification du contenu décroit. Broen et Wirt (1958) trouvent .56 entre l'échelle T et B. L'information True Scale corrèle à .19 avec l'échelle Plus (Gage Leavitt et Stone 1957) .17 avec le Student Opinion Survey et .12 avec le Phony Language Examination (Forehand, 1956). Des résultats de cette nature incitent Husek (1961) à remettre en question la nature unique de l'acquiescence. Une conclusion similaire est tirée par Hanley (1959). Enfin, Damarin et Messick (1965) interprètent les travaux de Cattell comme montrant deux facteurs d'acquiescence, un facteur d'acquiescence aux items ayant une phraséologie extrême et un facteur d'acquiescence aux items modérés, et ils déplorent que les différentes mesures d'acquiescence n'aient pas été factorialisées. Ces résultats ne doivent pas faire oublier l'objection de Rorer qui considère qu'aucune de ces approches n'arrive à isoler l'acquiescence du contenu et que par conséquent l'interprétation

en terme de style plutôt qu'en terme de contenu est arbitraire.

5. *Corrélations entre échelles d'acquiescence et autres variables.*

De nombreuses études ont mis en corrélation des mesures indépendantes de l'acquiescence et d'autres variables, issues d'épreuves de personnalité, mais il n'est pas facile de voir clairement si les corrélations trouvées sont dues : au fait que l'acquiescence est liée au trait mesuré, au fait que les autres variables sont également influencées par l'acquiescence, ou encore à l'effet des contenus de chaque échelle ou de la désirabilité de leurs items. Compte tenu de ces réserves, les tenants de l'acquiescence comme trait de personnalité ont trouvé des corrélations significatives avec les caractéristiques suivantes : extraversion, conformisme, manque d'orientation intellectuelle, impulsivité (Couch et Kenniston, 1960; Messick et Frederiksen, 1958; Armatas et Collister, 1959). Aucune étude n'a trouvé de différences entre les groupes de normaux et les groupes de patients psychiatriques.

Les études mettant en relation des mesures de l'acquiescence et des épreuves d'aptitudes ne concordent pas toutes, mais font généralement apparaître une liaison faible et négative, Bass (1956), Cohn (1956), Messick et Frederiksen (1958), Elliot (1961), Husek (1961). Mac Gee (1962) a fait remarquer qu'aucune étude n'avait mis en relation les mesures de l'acquiescence et des comportements réels et que par suite on ne pouvait admettre les résultats précédents comme véritablement établis.

6. *Conclusion.*

Bien qu'ayant fait l'objet de nombreuses recherches, études et revues de ces études, l'acquiescence ne paraît pas être à l'heure actuelle considérée par tous les auteurs comme représentant véritablement un problème et comme devant influencer les scores des sujets dans les questionnaires de personnalité... Si l'on s'en tient à la théorie de Cronbach selon laquelle l'acquiescence ne survient que lorsque la tâche proposée est peu structurée, trop difficile ou la réponse non connue, il semble bien que dans le cadre des questionnaires de personnalité, les questions soient généralement posées d'une façon suffisamment simple et directe pour ne pas impliquer ce problème.

3. La désirabilité sociale.

1. *Conceptions concernant la désirabilité sociale.*

Fordyce (1956) définit la désirabilité sociale comme « un consensus de jugements vis-à-vis de ce qui dans le comportement, les sentiments ou les attitudes, est approuvé dans la société américaine ». Opérationnellement, Edwards (1957) définit la tendance à répondre dans un sens socialement désirable comme la tendance à choisir pour se décrire des réponses qui sont considérées comme désirables chez les autres. On n'a ni de base empirique, ni de théorie pour dire si cette tendance vient de ce que les traits désirables sont fréquents ou bien sont fréquemment choisis. Le concept de tendance à répondre dans un sens socialement désirable a été critiqué par Wiggins (1958) et Loevinger (1959). La signification des réponses socialement désirables peut varier selon les individus. Le consensus de jugement a toujours été étudié au niveau des moyennes de groupes et jamais des individus.

Crowne et Marlowe (1960) conçoivent cette tendance comme l'expression d'un besoin d'approbation sociale ce qui est proche de la conception de la désirabilité sociale comme tricherie. Enfin la désirabilité sociale peut être considérée comme un cas spécial de la théorie de Berg (1955) : toute réponse qui s'éloigne de celle des normes du groupe est en liaison avec des caractéristiques déviantes de la personnalité.

2. *Signification de la désirabilité sociale d'après les études empiriques.*

La signification empirique de la désirabilité sociale est également complexe, De Soto, Keuthe et Bosley (1959) ont trouvé que les instructions utilisées par

Edwards : « A quel degré ces comportements sont-ils désirables chez les autres » pour faire évaluer la désirabilité des questions, aboutissent à des jugements qui sont plus proches de ceux fournis lorsque l'on demande explicitement de juger en fonction du bien-être personnel : « A quel degré ces comportements sont-ils source de bien-être physique et psychologique » que de ceux impliquant une approbation sociale : « A quel degré admirez-vous ces comportements ? ».

Ces possibilités d'attitudes différentes peuvent expliquer que Messick (1949) ait trouvé 9 facteurs obliques de jugements sur la désirabilité sociale de quarante-deux questions issues de EPPS. Rosen (1956) a trouvé une corrélation de .31 entre les scores au MMPI fondés sur des instructions de désirabilité sociale et d'approbation sociale. D'autre part la nature multidimensionnelle de la désirabilité sociale (Damarin et Messick, 1965) peut également expliquer les résultats de Buden et Cowen (1959) montrant qu'il existe une tendance systématique à choisir l'une des deux réponses dans une série de paires de questions égalisées du point de vue de leur désirabilité. De même Burket (1959), en appliquant un modèle mathématique inspiré de Horst, pour éliminer l'influence de la désirabilité sociale, aboutit à des scores très différents de ceux obtenus en égalisant la désirabilité de paires d'items. Cependant, cette tendance systématique à choisir l'une des réponses peut également s'expliquer du fait de la « popularité » différente des questions pairées (Wahler, 1965). En conclusion, on doit admettre l'existence de plusieurs dimensions de désirabilité sociale. Ceci limite la généralisation des conclusions tirées d'études du genre de celles d'Edwards.

3. *Corrélation entre désirabilité sociale et popularité.*

A la suite d'Edwards (1957) montrant que le jugement sur la désirabilité sociale des questions du EPPS corrèle à .87 avec leur pourcentage de réponse ou popularité, de hautes corrélations ont été trouvées pour une variété d'échelles, en particulier l'Interpersonal Check List (Edwards, 1957), le MMPI (Hanley, 1956), etc. Une étude sur l'Interpersonal Check List indique que cette tendance est aussi forte lorsque le sujet se décrit soi-même que lorsqu'il décrit quelqu'un qu'il aime, tandis qu'elle est considérablement plus faible lorsqu'il décrit quelqu'un qu'il n'aime pas (Edwards, 1959). Bien que le EPPS ait été spécifiquement construit pour minimiser l'influence de la tendance à choisir des réponses socialement désirables, de nombreuses recherches ont pu mettre en évidence l'échec relatif de cette tentative (Klett, 1957; Edwards, Wright et Lunneborg, 1959).

Tellegen fait de nouveau remarquer que la direction de la mesure est arbitraire puisque l'on peut scorer soit Oui soit Non. Il propose de scorer tous les items en fonction d'un index de désirabilité sociale de façon que la réponse scorée n'ait pas une valeur socialement indésirable. En réanalysant des données de Messick et Jackson selon cette procédure, il trouve .68 et .64 au lieu de .92 et .90. Il suggère que la relation entre désirabilité sociale et fréquence de réponses dépend de l'échantillon des comportements touchés par le questionnaire : s'il s'agit d'ajustement ou de normalité, la corrélation doit être forte, s'il s'agit de qualité sociale, morale ou intellectuelle la relation doit être plus faible. Enfin, Wahler (1965) a montré que la popularité des items pouvait expliquer plus de variance que leur désirabilité.

Ainsi la plupart des conclusions concernant les relations entre popularité et désirabilité reposent sur des méthodes critiquables.

4. *Similarité des valeurs socialement désirables dans différents groupes.*

Plusieurs études ont démontré que les valeurs de désirabilité sociale pour le EPPS obtenues de différents groupes sont en fortes corrélations. Les groupes étudiés incluent des Américains (Edwards, 1953), des patients psychiatriques (Klett, 1957; Taylor, 1958), des Japonais (Fujita, 1957), des étudiants norvégiens (Lovaas, 1958). Les intercorrélations des valeurs de désirabilité sociale s'étendent entre .77 et .98. Cowen (1963), faisant la revue

des études effectuées à Rochester, en dénombre 17, utilisant différents groupes : étudiants, schizophrènes, alcooliques, délinquants sexuels et vieillards, et trouve des corrélations très élevées entre les différents groupes et les différents cadres de références proposés (personnel ou social). Ces études de cohérence entre les résultats de divers groupes concernant la valeur désirable des questions ont été critiquées par Messick (1959). Il fait remarquer que le jugement sur la désirabilité sociale serait mieux évalué au niveau individuel. D'autre part, la critique de Tellegen sur la direction de la mesure s'applique également à ces études.

5. *Mesures indépendantes de la tendance à choisir des réponses désirables.*

Une autre méthode pour démontrer l'effet de la désirabilité sociale consiste à calculer la corrélation entre une échelle de désirabilité sociale (*SD*) qui mesure la tendance à choisir des réponses socialement désirables aux questionnaires de personnalité, et les scores à d'autres échelles. L'échelle *SD* d'Edwards a été la plus largement utilisée. Cette échelle a été sévèrement critiquée : *a*) on peut y répondre en fonction d'attitudes différentes relatives à ce qui est souhaitable (De Soto, Keuthe et Bosley, 1959); *b*) l'échelle est influencée par l'acquiescence puisque 30 des 39 items sont scorés faux (Messick, 1959); *c*) l'usage exclusif d'items pathologiques peut restreindre la signification de la désirabilité (Crowne et Marlowe, 1960). Le résultat est que l'échelle mesure la présence ou l'absence de symptômes névrotiques. Ce fait est confirmé par une analyse factorielle d'échelles d'anxiété, névrotisme et de validité (Bendig, 1960).

A la suite de ces critiques, plusieurs autres échelles ont été développées. Hanley (1957) utilise des items dont la désirabilité et popularité sont sans corrélation lorsque les réponses sont honnêtes. Crowne et Marlowe (1960) utilisent des questions décrivant des comportements désirables, non pathologiques et rares.

Wiggins (1959) utilise des items du MMPI qui différencient les sujets ayant passé le questionnaire sincèrement et avec des instructions de désirabilité sociale.

6. *Intercorrélation entre les échelles de désirabilité sociale.*

L'échelle *SD* d'Edwards corrèle à .35 avec celle de Crowne et Marlowe (Crowne et Marlowe, 1960), .69 et .72 avec celle de Hanley (Hanley, 1957, et Wiggins, 1959) et .06 avec celle de Wiggins (Wiggins, 1959) ; cette dernière corrèle à .11 avec celle de Hanley.

Les valeurs faibles de certaines corrélations observées vont dans le sens de la nature multidimensionnelle de la désirabilité sociale.

7. *Corrélation entre échelles de désirabilité sociale et autres variables.*

Les échelles de désirabilité sociale ont de fortes corrélations avec les échelles de personnalité, mais de même que pour l'acquiescence, les corrélations entre les échelles de désirabilité sociale et les autres échelles peuvent indiquer que les autres échelles sont influencées par la désirabilité (ce qui est l'interprétation habituelle) ou que les deux traits covarient. L'échelle *SD* d'Edwards corrèle à .82 avec l'échelle de validité du MMPI (*F*), .69 avec l'échelle défensive (*K*) et .65 en moyenne avec neuf échelles du MMPI (Fordyce, 1956). Des résultats similaires ont été trouvés avec l'échelle de Hanley (Hanley, 1957) et un pattern semblable, mais avec des corrélations plus faibles pour l'échelle de Crowne et Marlowe (Crowne et Marlowe, 1960).

Deux études ont mis en relation les échelles *SD* et des variables autres que des tests : dans une étude sur la conformité, les personnes avec des scores hauts ou bas à l'échelle de Crowne et Marlowe diffèrent significativement aux quatre jugements sur leurs attitudes pendant une épreuve ennuyeuse qu'ils savaient être valorisée par l'expérimentateur, tandis que les personnes ayant des scores élevés ou bas à l'échelle d'Edwards ne diffèrent significativement à aucun des jugements (Crowne et Marlowe, 1960). Dans une autre étude, les femmes ayant des scores élevés à l'échelle *SD* d'Edwards ont un plus haut niveau d'aspiration et

une meilleure mémoire immédiate, mais il n'existe aucune différence pour les hommes (Brown, 1960).

L'échelle d'Edwards présente des corrélations avec l'habileté verbale et le jugement par soi-même et par les pairs de l'intelligence, peut-être parce que les sujets les plus intelligents sont aussi les plus aptes à découvrir les réponses désirables (Husek, 1961).

8. *Désirabilité sociale et tricherie.*

Wiggins étudie la possibilité de détecter les tricheurs à l'aide des échelles de désirabilité sociale et des échelles de validité du MMPI. Son échelle identifie 74 p. 100 des tricheurs et 98 p. 100 du groupe de contrôle, l'échelle de Hanley identifie 53 p. 100 des tricheurs et 91 p. 100 du groupe de contrôle et celle d'Edwards 46 p. 100 des tricheurs et 85 p. 100 du groupe de contrôle (Wiggins, 1959).

Ce résultat montre que les échelles empiriques construites dans le but spécifique de discriminer les tricheurs des non tricheurs, peuvent atteindre des validités plus élevées.

9. *Conclusion.*

Les jugements sur la désirabilité sociale des items semblent être une caractéristique relativement stable à travers les groupes et les cultures, mais ceci ne signifie pas forcément que la désirabilité sociale ait une influence importante dans les réponses individuelles honnêtes des sujets. Les relations entre désirabilité et popularité ont été exagérées et peuvent provenir d'une liaison normale entre les deux variables, aussi bien que d'une tendance plus ou moins consciente à choisir des items désirables.

Notre hypothèse est plutôt que la correspondance au niveau individuel de la désirabilité sociale et de la réponse choisie survient lorsque le sujet désire donner de lui une impression favorable. Le problème devient alors de déterminer ceux qui prennent cette attitude.

Les études sur la présence de la désirabilité sociale ne doivent pas faire oublier celles concernant la validité des échelles étudiées. Du point de vue pratique, la valeur prédictive d'une échelle importe plus que sa pureté théorique.

4. Relations entre désirabilité et acquiescence.

1. *Intercorrélations.*

Edwards (1957) pense que les relations entre échelles attribuées à l'acquiescence, au moins pour les questionnaires de personnalité, peuvent être complètement expliquées en terme de désirabilité sociale. Pour le prouver, il met en corrélation une échelle de désirabilité sociale de 39 items (tous scorés Vrai), avec l'échelle Schizophrénie du MMPI (également scorée Vrai). Il trouve une corrélation négative alors que la corrélation serait positive si le facteur Acquiescence était déterminant. Les deux échelles étant scorées dans des directions opposées du point de vue désirabilité sociale, ce concept explique mieux la relation trouvée.

Jackson (1960) montre que les deux styles bien que négativement corrélés peuvent s'ajouter. Edwards et Diers ont montré (1963) que les corrélations entre échelles d'acquiescence constituées d'items à popularité moyenne, et échelles de désirabilité sociale, étaient négatives, sans que l'on puisse en rendre compte par la dissymétrie des échelles de désirabilité. Il faut prendre des items dont la popularité se situe entre 57 et 58 p. 100 pour atteindre une corrélation nulle.

2. *Analyses factorielles.*

Les analyses factorielles du MMPI ont souvent été interprétées comme montrant la part prépondérante de la désirabilité sociale et de l'acquiescence dans ce questionnaire. En particulier, les deux premiers facteurs ont été interprétés dans ce sens (Jackson et Messick, 1961). Cependant, Rorer (1965) fait remarquer que la dénomination des facteurs en terme de biais plutôt qu'en terme de contenu ou en terme des critères ayant servi à la validation des échelles, est arbitraire, et Block utilisant 21 échelles du MMPI dont la dissymétrie avait été éliminée retrouve la même structure factorielle que pour les échelles originales, dans 5 échantillons différents. Il obtient en plus des descriptions des individus ayant des scores élevés et bas

aux deux premiers facteurs et montre que ces descriptions correspondent à celles attendues en fonction de l'interprétation des échelles saturées dans ces facteurs. Ces correspondances excluent l'interprétation en terme d'acquiescence, de désirabilité sociale ou tricherie de ces facteurs.

Les concepts de désirabilité sociale et d'acquiescence semblent mal définis. En ce qui concerne l'acquiescence, même les mesures utilisées sont contestables. On comprend qu'il soit difficile d'interpréter dans ces conditions les études portant sur les relations entre ces deux concepts.

5. Styles de réponses et caractéristiques des items.

Depuis le début des recherches sur les styles de réponses des suggestions ont été faites sur la relation entre l'importance des styles de réponses et les caractéristiques des instructions, des items et des catégories de réponses. On a signalé surtout les caractéristiques suivantes : l'ambiguïté, la complexité, l'emphase, la désirabilité sociale et la subtilité.

1. *Ambiguïté :* Cronbach (1946) suggéra le premier que les styles de réponses étaient plus importants pour les questions ambiguës ou relativement peu structurées. Des suggestions similaires ont été présentées par Christie et Cook (1958) et Jackson et Messick (1958). Cependant, peu d'études ont essayé de vérifier cette impression. Banta (1959) montre qu'il y a plus de réponses oui à des items d'attitudes pour le cadre de référence le plus ambigu.

2. *Complexité :* La notion de complexité est sans doute reliée empiriquement à celle d'ambiguïté, mais peut en être conceptuellement différenciée : bien qu'aucune interprétation objective correcte n'existe pour un item ambigu, un item complexe peut être correctement interprété, mais seulement par les sujets capables. On peut rattacher cette notion à celle de lisibilité des items. Il y a des différences notables intra- et inter-échelles dans cette caractéristique. Les conséquences de la difficulté de lecture sur les réponses ont été montrées par Chall (1958) en comparant les réponses à des questions originales et simplifiées. Les questions dont la formulation avait été simplifiée reçoivent significativement moins de réponses « sans opinion » que les autres. Stricker (1963) a trouvé moins de réponses oui aux items de personnalité difficiles à lire, mais le contraire pour les items d'attitudes. D'autre part, il trouve moins de réponses socialement désirables pour les items difficiles à lire.

3. *Emphase :* Jackson et Messick (1957) suggèrent que l'emphase, dans l'échelle *F* de Californie, est responsable de sa susceptibilité à l'acquiescence. Stricker (1963) a trouvé plus de réponses acquiescentes aux items d'attitude et de personnalité, modérés qu'extrêmes et plus de réponses socialement désirables aux items extrêmes que modérés.

4. *Désirabilité sociale :* Les questions socialement désirables agissent différemment que celles indésirables. Rundquist et Sletto (1936) trouvent que les items socialement indésirables sont plus fidèles, plus discriminatifs et mesurent mieux l'ajustement général. Les études de Mac Farlane, Honzek et Davis (1937) et Gage, Leavitt et Stone (1957) vont dans le même sens. Cependant, Gordon (1953) trouve une relation curvilinéaire entre la désirabilité sociale des items et leur validité vis-à-vis du jugement de pairs.

5. *Subtilité :* Pour le MMPI, les scores aux items évidents ont des corrélations élevées entre eux, mais faibles avec les items subtils (Wiener, 1948). Les échelles de désirabilité d'Edwards et Hanley corrèlent négativement avec toutes les échelles évidentes, mais faiblement et positivement avec les échelles subtiles (Hanley, 1957). La corrélation plus faible entre les échelles de *SD* et les échelles subtiles peut être due, comme le suggère Edwards (1957), au fait que les items subtils sont généralement neutres du point de vue désirabilité sociale. Duff

(1965) a montré que les items évidents du MMPI différenciaient mieux les groupes normaux, des groupes de patients psychiatriques, que les items subtils (40 % des items subtils et 90 % des items plus évidents différencient significativement ces deux groupes).

6. Les biais, la fidélité et la validité des échelles.

Edwards, Walsch et Diers (1963) ont montré que la cohérence interne d'une échelle (KR 21) est d'autant plus forte que cette dernière est moins équilibrée du point de vue désirabilité sociale et que le coefficient KR 21 est lié négativement à la proportion d'items neutres dans cette échelle. Cronbach fait remarquer (1946) que les biais peuvent soit augmenter, soit diminuer la fidélité d'une épreuve, mais qu'en ce qui concerne la validité, ils réduisent toujours la validité logique d'un test (ce qui importe peu dans les épreuves développées empiriquement), bien que la validité empirique puisse être soit augmentée, soit diminuée, selon la relation entre le biais et le critère. La seule étude sur ce dernier point utilise le Gordon Personal Inventory et le jugement des supérieurs sur des employés de bureau (Kriedt et Dawson, 1961) : si l'on supprime l'influence de la désirabilité sociale, les validités trouvées disparaissent.

7. Conclusion.

La confusion qui règne dans les conceptions, concernant les biais, ainsi que les résultats empiriques contradictoires, rendent difficile toute intégration des recherches sur les questionnaires de personnalité. Il semble que certaines situations et certains types d'items soient plus susceptibles aux biais tels qu'ils sont généralement conçus, sans qu'il soit possible de voir clairement si ces relations sont normales et rendent compte de la réalité, ou si elles masquent cette réalité et nécessitent d'être éliminées. Le point crucial est en fin de compte d'étudier, pour chaque questionnaire, les relations empiriques entre les réponses des sujets et leur comportement réel, et d'essayer de trouver des méthodes permettant d'améliorer cette prédiction.

IV. LES BIAIS ET LE CPI

Clark (1961) fait remarquer que si la distribution des réponses aux items du type Vrai-Faux présente des différences entre les groupes, ce problème prend une importance très différente selon qu'il s'agit de mesurer des dimensions fondamentales (échelles homogènes en fonction d'une théorie ou d'analyses factorielles) ou l'appartenance à un groupe (échelles développées empiriquement). Dans ce dernier cas, les biais, quels qu'ils soient, sont utiles dans la mesure où ils différencient les groupes. Dans le premier cas, ils doivent être éliminés s'ils ne sont pas en relation avec la dimension mesurée. Ce point de vue est également celui de Gough. Cependant, des résultats empiriques sont nécessaires pour étayer ces affirmations. En effet, on peut distinguer avec Gough (1965) 3 niveaux dans l'évaluation de la validité d'une épreuve ou d'une échelle : le premier est de déterminer comment elle prédit ce qu'elle est censée mesurer, le second de découvrir la base psychologique de la mesure pour en clarifier la signification, et le dernier d'évaluer sa généralisation à d'autres situations que celles prévues initialement. On peut penser que les biais, s'ils existent, influenceront différemment la validité d'une épreuve selon sa construction et le niveau d'évaluation où l'on se place.

1. Désirabilité des items du CPI.

La désirabilité sociale des items du CPI a été étudiée par Mees, Gocka et Holloway (1964) et par Jackson et Pacine (1961). La première étude utilisait 68 femmes et 59 hommes qui devaient juger la désirabilité de chaque item du CPI sur une échelle en 9 points (1 : extrêmement indésirable et 9 : extrêmement désirable) avec

les instructions suivantes : « vous devez évaluer les phrases en considérant la valeur socialement désirable ou indésirable des jugements s'ils vous étaient appliqués ». Il n'y avait pas de différence significative entre les hommes et les femmes. La seconde étude, publiée dans Goldberg et al. (1964), utilisait 47 juges et une échelle en 5 points (1 : extrêmement désirable et 5 : extrêmement indésirable). Ces valeurs ont été utilisées dans la suite de l'étude.

2. Biais et validité du CPI.

Dicken (1963) a essayé de voir l'effet de la suppression des tendances à l'acquiescence et à la désirabilité sociale sur la validité des échelles du CPI. Il a utilisé comme indice de désirabilité l'échelle *Gi*, destinée à la détection des tricheurs et construite empiriquement de la même façon que celle de Wiggins. Il a développé ensuite une échelle de désirabilité (*SD*) selon le même schéma que Hanley, c'est-à-dire une échelle composée d'items dont la relation entre désirabilité et popularité est faible. Pour cela il a choisi des items dont la popularité est moyenne (39 à 64 %), mais dont l'empan de désirabilité est grand, aboutissant à une échelle de 32 items, 16 scorés vrai et 16 scorés faux. Cette même échelle a été utilisée pour la mesure de l'acquiescence en scorant les 32 items vrai. Les intercorrélations entre ces échelles pour 6 échantillons différents sont en moyenne .70 entre *Gi* et *SD*, —.28 entre *Acq* et *Gi* et —.04 entre *Acq* et *SD*. Ces 6 échantillons ont été utilisés pour vérifier l'effet de la suppression des biais sur la validité du CPI. Ils comprennent 2 échantillons (garçons et filles) de collégiens issus des études de contre-validation de Gough dans 4 collèges et sélectionnés en fonction des jugements des directeurs et des maîtres et 4 échantillons étudiés intensivement pendant deux jours par une équipe de psychologues et composés d'étudiants dans les branches suivantes : médecine, technique, sciences et un échantillon de collégiennes; 9 échelles du CPI ont été utilisées (*Do*, *Sy*, *Sp*, *Sa*, *Re*, *Sc*, *Ie*, *Fx* et *Fe*) ainsi que les appréciations, indépendantes, correspondantes. Les conclusions de cette étude sont les suivantes : l'élimination de la désirabilité sociale, que ce soit avec l'échelle *Gi* ou *SD*, aboutit à de très rares gains en validité et l'élimination de l'acquiescence à aucun. Il conclut qu'il y a peu à attendre des méthodes actuelles pour la suppression des biais dans le CPI.

3. CPI et tricherie.

Dicken (1960) a étudié l'effet de la tendance à se montrer sous un jour favorable, sous différentes instructions; 4 groupes de 20 sujets (hommes et femmes) ont répondu deux fois aux questions du CPI, une fois de façon honnête et une autre fois en fonction des rôles suivants : dominance, responsabilité, efficience intellectuelle et flexibilité, tandis que le dernier groupe essayait de donner la meilleure impression possible. Les résultats sont les suivants : les scores de 3 des 4 traits simulés croissent significativement, mais un pattern général de changement obscurcit largement l'élévation différentielle des échelles, en rapport avec le trait mesuré. L'échelle *Gi* permet de détecter les protocoles simulés avec une grande efficacité. La comparaison de ces résultats avec ceux d'une étude similaire portant sur le EPPS (Dicken, 1959) indique que ce dernier est beaucoup plus sensible à la différence des rôles assumés et la détection des protocoles simulés moins efficace. On peut donc tricher au CPI, mais d'une manière grossière et facilement détectable.

4. Conclusion.

Il semble bien que les biais aient peu d'influence sur la validité des échelles du CPI, en ce qui concerne les traits mesurés, et que la détection des protocoles simulés soit aisée. Cependant, aucune étude n'a abordé le problème de la généralisation de ces résultats aux situations industrielles réelles.

Nous avons vu que l'on ne pouvait avoir qu'une confiance limitée dans les questionnaires de personnalité, pour les situations de sélection industrielle, et qu'un certain nombre d'auteurs attribuaient cet échec à l'influence des biais, acquiescence et désirabilité sociale, et aux possibilités de tricherie. La revue des études effectuées sur ces sujets indique que l'influence de l'acquiescence semble avoir été exagérée et que la désirabilité sociale est un concept ambigu, dont les relations avec la tricherie n'ont pas été élucidées. Notre opinion, que nous allons essayer de vérifier, est que la tricherie est responsable du manque de validité des questionnaires, les autres biais jouant un rôle négligeable, et que le problème principal est de détecter les protocoles non valides.

DEUXIÈME PARTIE

Étude expérimentale : les biais et la tricherie dans le CPI.

Introduction

Nous allons d'abord étudier les possibilités de détection des biais, leur influence sur la composition factorielle du CPI et leurs relations avec les caractéristiques des items ou les propriétés métriques des échelles, ensuite nous nous attacherons à étudier la tricherie et à mettre au point une procédure de détection, et enfin nous essayerons d'évaluer, dans des situations de sélection industrielle et dans des situations scolaires, l'influence des biais et de la tricherie sur la validité du questionnaire.

I. CONSTRUCTION DE NOUVELLES ÉCHELLES

1. Échelle d'acquiescence.

Le CPI comporte une échelle, l'échelle *Cm*, que Gough considère comme une mesure de l'acquiescence sociale. Elle est composée d'items à très forte popularité, et du fait des relations entre popularité et désirabilité, d'items à forte désirabilité. Elle se rapprocherait du facteur d'acquiescence vis-à-vis des items désirables (Damarin et Messick), mais diffère des échelles habituelles d'acquiescence, en ce sens qu'il s'agit d'accord et non de réponse « Vrai » ou « oui », la moitié des items étant scorés Faux. Nous avons construit une échelle d'acquiescence (*Aq*) pour apprécier le facteur d'acquiescence en relation avec les items neutres. Nous avons pris 200 protocoles au hasard, passés par des hommes se présentant à l'embauche, dans une grande entreprise, et appartenant à différentes catégories professionnelles : d'ouvrier qualifié à cadres supérieurs. Nous avons calculé le pourcentage de réponse « Vrai » pour chaque item du CPI (Annexe I). Nous avons choisi des items ayant une « popularité » comprise entre .40 et .60. On considère en effet que ce sont ces items qui sont les plus sensibles à l'acquiescence et les moins sensibles à la désirabilité sociale. Nous avons essayé d'éliminer l'influence du contenu en choisissant des items scorés « Vrai » et scorés « Faux », pour chaque échelle, ainsi que des items répartis dans plusieurs échelles. Nous n'avons que grossièrement satisfait ces conditions aboutissant à une échelle de 50 items, dont la composition est indiquée dans le tableau VII. Nous remarquons que de nombreux items de cette échelle sont scorés dans plusieurs échelles à la fois, et que l'influence du contenu n'est pas totalement éliminée, un plus grand nombre d'items étant scorés « Faux » compte tenu des doubles ou triples appartenances. Nous avons calculé un « indice de contenu », en comptant +1 pour chaque item scoré « Vrai » dans une échelle et —1 pour chaque item scoré « Faux ». Si notre échelle avait été parfaitement équilibrée, ces indices seraient égaux à 0. Le tableau VIII reporte ces indices pour chacune des échelles.

TABLEAU VII

Contenu de l'échelle d'acquiescence

N° item	V	F
1	*Sy*	
4	*Sy Sp*	*Sc*
8	*Ac Ai*	
23		*Cs Sp*
26		*Re*
52		*Ai*
58	*Fe*	*Sp*
85		*Py*
86	*Sa*	
100	*Fe*	
103	*Do Gi*	
106		*Fe*
113		*Do Re*
117		*Do To Ai*
122	*To Ai Ie*	
123	*So*	*Sp Fe*
124		*Sy*
134		*Sy Sp To*
137		*Cs Sp*
148	*Sp*	
150		*Sp Gi*
156		*Sp So*
163	*Sy*	
165	*Gi*	
166	*Py*	
201	*Cs*	
206		*Re To Ai*
216	*Sy Sa*	
226		*Sp Py*
238		*Gi*
247	*Sa*	*To*
253		*Do Re*
254		*Gi Sc*
256		*Fe*
266		*Wb To*
271		*Ac*
286	*Re Sc*	
289		*Gi*
300	*Sa*	*Re Sc*
314		*Do*
317	*So*	
319	*Do*	
344		*Wb*
363		*Fx*
400		*Fx*
409	*So*	
424		*Do*
440	*Cm*	
448	*Do*	
478		

TABLEAU VIII

Indices de contenu par échelle

Do	—3
Cs	—1
Sy	+2
Sp	—6
Sa	+4
Wb	—2
Re	—4
So	+2
Sc	—2
To	4
Gi	—2
Cm	+1
Ac	0
Ai	—1
Ie	+1
Py	—4
Fx	0
Fe	—1
Anx	0
Nev	0
Som	0
Po	0

2. Échelle de popularité.

Le CPI comporte une échelle de détection des tricheurs, l'échelle *Gi*, dont la construction est tout à fait semblable à celle de l'échelle de désirabilité de Wiggins.

Pour essayer d'apprécier l'influence respective de la désirabilité et de la popularité, nous avons construit une échelle de « popularité » (*Po*) de la façon suivante : nous avons choisi des items ayant une popularité comprise entre .60 et .95 et .05 et .40, à partir des 200 protocoles précédents. Nous avons éliminé tous les items ayant un contenu pathologique marqué, aboutissant à une échelle de 206 items, de maniement encore difficile. Nous avons effectué une analyse d'items en partant de 185 protocoles au hasard. Nous avons extrait les sujets se situant dans les 27 p. 100 supérieurs (N = 50) et les 27 p. 100 inférieurs à cette échelle, et calculé les p. 100 de réponses à chacun des 206 items pour ces deux sous-groupes. Nous avons ensuite calculé la corrélation item total à l'aide des tables de Flanagan (1939). Nous avons choisi arbitrairement un seuil de .35, aboutissant à une échelle de 58 items, 16 scorés « Vrai » et 42 scorés « Faux ».

3. Échelles pathologiques.

Pour étudier les relations entre désirabilité, popularité et absence de symptômes pathologiques, nous avons construit 3 échelles a priori.

1. *Échelle d'anxiété manifeste* (*Anx*): Nous sommes parti de la forme abrégée du questionnaire d'anxiété manifeste de Taylor, élaboré par Christie, Richard et Balnitzley Stanley. Nous avons recherché parmi les items du CPI ceux dont la formulation était identique aux items de ce questionnaire ou s'en rapprochait beaucoup. Vingt-quatre items ont été ainsi sélectionnés, 21 scorés « Vrai » et 3 scorés « Faux ». Nous avons ensuite effectué une analyse d'items, selon la technique de Flanagan, sur 370 protocoles au hasard (27 % = 100). Tous les items atteignent un niveau de signification satisfaisant (23 items à 1 % et 1 à 5 % par analogie avec le coefficient *Phi*) (Annexe II).

2. *Échelle de névrosisme* (*Nev*): Nous avons analysé différentes échelles intitulées « névrosisme », issues des questionnaires MPI (Eysenk, 1947), Bernreuter (1933) et PnP (Pichot, 1959), afin d'en dégager les thèmes directeurs : inhibition, contact social difficile, vie sociale pauvre, manque de confiance en soi, sentiment d'infériorité, soumission, susceptibilité, manque d'efficience intellectuelle et pessimisme. Nous avons recherché les items du CPI pouvant entrer dans ces rubriques et en avons trouvé 89. Nous avons effectué une analyse d'items selon la technique de Flanagan, sur les 370 protocoles précédents. Nous avons fixé un seuil arbitraire de .45, aboutissant à une échelle de 42 items, 41 scorés « Vrai », 1 scoré « Faux ».

3. *Échelle psychosomatique* (*Som*): Nous avons recherché tous les items du CPI se rapportant à des troubles divers, insomnies, étourdissements, douleurs, palpitations, céphalées, tremblements, frissons, phobies, troubles de comportement sexuel, qui sont généralement admis comme des manifestations de troubles psychosomatiques. Nous en avons trouvé 60 que nous avons soumis à une analyse d'items selon la technique de Flanagan, sur les 370 protocoles précédents. Nous avons fixé un seuil arbitraire de .30 aboutissant à une échelle de 30 items, 25 scorés « Vrai » et 5 scorés « Faux ».

II. ANALYSES FACTORIELLES

1. Intercorrélations.

Nous avons utilisé 410 protocoles au hasard, passés par des hommes en situation de sélection et appartenant à différents groupes professionnels. Les caractéristiques de cet échantillon sont indiquées dans le tableau IX. C'est un bon échantillonnage des personnes se présentant à l'embauche d'une grande entreprise aux activités variées. Nous disposions en plus des résultats aux 18 échelles du CPI et aux 5 échelles précédemment décrites, des résultats pour tous ces sujets au PM 47 de Raven (1947) et de leur âge, soit 25 variables que nous avons mises en corrélation. Les résultats sont consignés dans le tableau X.

Les intercorrélations sont en moyenne assez élevées et tout à fait comparables à celles reportées dans le manuel du CPI. Les relations entre âge et CPI sont très faibles, les plus fortes étant entre âge et *Do*, et négatives entre âge, *Sy*, *Sp* et *Fx*; ces relations donnent l'image d'un comportement plus rigide chez les personnes âgées.

Les relations entre intelligence (PM 47) et CPI nécessitent d'extraire l'effet de l'âge pour pouvoir être interprétées. Nous avons donc refait les calculs en enlevant cet effet par corrélation partielle. Les résultats sont consignés dans le tableau XI. Ces relations sont faibles et permettent de penser que le CPI peut apporter une contribution originale dans la procédure de sélection. Les relations les plus hautes sont avec les échelles *Ie*, *Ai*, *To* et *Sp*, et moindres avec *Fx*, *Re*, *Cs* et *Py*, mais n'excèdent pas .28. Les échelles du facteur I de Crites ont des relations pratiquement nulles, de même que les échelles pathologiques et celles destinées à mesurer les biais.

2. Analyse factorielle.

Nous avons analysé cette matrice de corrélation en composantes principales (Hotelling, 1933), qui ont été soumises à des rotations analytiques (méthode Vari-

TABLEAU IX

Groupes professionnels ayant servi au calcul des corrélations

1. *Mécaniciens, faiseurs d'étampes*		74	mécaniciens étampes
a) mécaniciens de précision, outilleurs	63		
b) faiseurs d'étampes	11		
2. *Électriciens.*		27	électriciens
a) monteurs électriciens	18		
b) mécaniciens électriciens	9		
3. *Laborants*	11	11	laborants
4. *Horlogers* (outilleurs, complet, rhabilleur)	31	31	horlogers
5. *Dessinateurs*	21	21	dessinateurs
6. *Agents techniques*		42	agents techniques
a) agents de méthodes	30		
b) contrôleurs statistiques	6		
c) chronométreurs	6		
7. *Constructeurs*		38	constructeurs
a) dessinateurs	21		
b) mécaniciens	8		
c) techniciens	9		
8. *Cadres moyens et inférieurs*		37	cadres moyens
a) chefs d'exploitation	11		
b) chefs d'atelier	18		
c) chefs mécaniciens ou étampes	8		
9. *Techniciens*		33	techniciens
a) mécaniciens	9		
b) horlogers	9		
c) électriciens	14		
d) chimistes	1		
10. *Ingénieurs :*		31	ingénieurs
a) physiciens	13		
b) électroniciens	11		
c) chimistes	6		
d) mathématiciens	1		
11. *Employés de bureau*	15	15	bureau
12. *Achat, vente, représentation.*	14	14	achat, vente
13. *Cadres supérieurs :*		26	cadres supérieurs
a) directeurs commerciaux	21		
b) directeurs techniques	5		
14. *Inclassables :*		10	inclassables
a) concierges	4		
b) photographes	1		
c) ébénistes	1		
d) fourreurs	1		
e) magasiniers	1		
f) orientation	2		
		410	Total

TABLEAU X

MATRICE DE CORRÉLATION POUR LES HOMMES (× 100) (N = 410)

	DO 1	CS 2	SY 3	SP 4	SA 5	WB 6	RE 7	SO 8	SC 9	TO 10	GI 11	CM 12	AC 13	AI 14	IE 15	PY 16	FX 17	FE 18	ANX 19	NEV 20	SOM 21	PO 22	AQ 23	PM 47 24	AGE 25	
1		56	54	31	51	34	39	11	15	36	39	08	46	16	41	20	—05	— 04	—32	— 60	—36	37	—13	02	17	*Do*
2			58	54	46	35	31	05	18	56	36	— 02	41	40	55	36	27	—05	—32	—62	—40	33	—35	16	03	*Cs*
3				56	63	23	12	02	—02	33	27	02	33	09	42	19	10	—15	— 23	— 58	—25	27	—04	17	—11	*Sy*
4					48	17	—10	—14	—17	39	—03	—13	11	29	38	33	39	—28	—17	— 42	—17	02	— 31	25	—14	*Sp*
5						03	04	—13	—21	15	08	04	21	08	29	12	06	— 07	—11	—45	—11	12	08	09	—06	*Sa*
6							52	50	66	60	58	24	62	32	56	28	—08	— 06	—68	—61	—71	70	—39	09	—02	*Wb*
7								47	60	51	51	32	59	37	44	18	—09	27	36	— 37	—39	52	—24	13	13	*Re*
8									50	29	37	24	43	10	29	03	—21	11	—40	—20	—27	58	—01	07	—02	*So*
9										53	76	12	58	33	35	31	—11	15	—58	—48	—55	71	— 40	02	09	*Sc*
10											45	10	56	66	60	53	25	— 02	— 52	—59	—54	46	—61	22	04	*To*
11												— 05	58	21	36	22	—15	09	—61	—66	52	73	—28	—07	08	*Gi*
12													22	02	18	—08	—23	19	06	02	— 12	12	11	12	—00	*Cm*
13														40	58	30	—13	13	— 60	— 61	—51	68	—27	09	08	*Ac*
14															46	47	40	03	—29	—30	33	17	—53	26	— 04	*Ai*
15																42	08	—02	56	—56	—60	50	—30	29	—08	*Ie*
16																	24	—12	—35	- 39	39	26	—45	17	—08	*Py*
17																		—10	08	—07	02	21	—42	14	—17	*Fx*
18																			08	09	19	08	06	—06	09	*Fe*
19																				73	58	— 72	32	—03	05	*Anx*
20																					53	—68	42	—02	04	*Nev*
21																						— 56	37	—14	—00	*Som*
22																							—24	—02	07	*Po*
23																								—09	08	*Aq*
24																									—29	*PM 47*

TABLEAU XI

Corrélation entre les échelles du CPI et l'intelligence (*PM 47*), l'effet de l'age ayant été enlevé par corrélation partielle

	PM 47
Do	—.07
Cs	.18
Sy	.15
Sp	.22
Sa	.08
Wb	.09
Re	.18
So	.07
Sc	.05
To	.24
Gi	—.05
Cm	.13
Ac	.12
Ai	.26
Ie	.28
Py	.15
Fx	.20
Fe	—.04
Anx	—.04
Nev	—.01
Som	—.15
Po	.00
Aq	—.07

max de Kaiser, 1959), aboutissant à des facteurs orthogonaux. Sept facteurs ont été extraits (tabl. XII), expliquant respectivement 36, 21, 16, 8, 7 et 6 p. 100 de la variance des facteurs, ces derniers expliquant 71 p. 100 de la variance des tests. Nous allons essayer ci-dessous d'en donner une interprétation et, pour nous aider dans cette tâche, nous avons effectué une analyse du contenu de chaque échelle, reportée dans le tableau XIII.

Facteur I : Hypercommunalité ou orientation vers les valeurs. Les échelles les plus saturées sont *Po*, *Sa*, *Wb*, *Anx*, *Gi*, *Ac*, *Som*, *So*, *Nev*, les échelles *Re*, *Ie* et *To* y étant également saturées. Ce facteur est tout à fait comparable au facteur I de Crites, intitulé « conformité » par Mitchell et Pierce Jones et « orientation vers les valeurs » par Nichols et Schnell. Les échelles destinées à mesurer la « popularité » (*Po*), la désirabilité sociale (*Gi*), ainsi que toutes les échelles

TABLEAU XII

Analyse factorielle du CPI. Saturations après rotation

	I	II	III	IV	V	VI	VII	h^2
1. *Do*	.30	.71	.07	.20	—.00	—.04	.30	.73
2. *Cs*	.25	.69	.41	—.02	.03	—.10	.05	.72
3. *Sy*	.14	.84	.03	.01	—.08	.04	—.13	.75
4. *Sp*	—.07	.66	.31	—.14	—.25	—.17	—.27	.72
5. *Sa*	—.05	.85	—.04	.01	.03	.08	—.06	.74
6. *Wb*	.79	.12	.15	.26	—.18	—.15	—.05	.79
7. *Re*	.57	.08	.29	.42	.36	—.01	.14	.74
8. *So*	.63	—.15	—.05	.19	.18	.12	—.19	.55
9. *Sc*	.81	—.20	.24	.07	.09	—.12	.14	.80
10. *To*	.51	.26	.62	.12	—.01	—.23	—.07	.78
11. *Gi*	.74	.16	.10	—.06	.04	—.06	.27	.67
12. *Cm*	.17	.03	—.17	.76	.20	.02	—.20	.72
13. *Ac*	.70	.29	.23	.22	.15	.00	.07	.70
14. *Ai*	.24	.08	.81	.02	.12	—.11	—.08	.75
15. *Ie*	.53	.40	.41	.19	—.07	.04	—.21	.70
16. *Py*	.31	.14	.58	—.20	—.16	—.09	—.09	.54
17. *Fx*	—.26	.12	.56	—.33	.04	—.24	—.22	.61
18. *Fe*	—.01	—.09	.03	.16	.83	.02	.11	.73
19. *Anx*	—.76	—.17	—.13	.02	.20	07	.03	.68
20. *Nev*	—.60	—.60	—.15	.09	.11	.22	—.06	.82
21. *Som*	—.68	—.16	—.26	—.18	.37	.07	—.02	.73
22. *Po*	.95	.19	—.12	—.13	.17	—.08	—.03	1.00
23. *Aq*	—.25	—.01	—.48	.04	.07	.84	.02	1.00
24. *PM* 47	.01	.09	.34	.21	.01	09	—.63	.57
25. Age	.08	—.01	—.01	00	.14	09	.75	.60

TABLEAU XIII

ANALYSE DU CONTENU DES ÉCHELLES DU CPI

	Interprétation Gough		Analyse du contenu
I	*Po*	.....	items « populaires »
	Sc	self contr. absence d'égocentr. et d'impulsivité	équilibre, intraver. moralité, absence d'agress. et d'impulsivité.
	Wb	aptit. à minim. les craintes et le doute sur soi-même	absence de malaises psychol. et somatiques, équilibre
	— *Anx*	.....	anxiété, pessim. manque de conf. en soi et d'efficience intellec.
	Gi	personnes qui se préocc. de l'impress. qu'elles font Fak.	tolér. et moralité, trav. équil. contact soc. aisé, intér. culturels
	Ac	réalisation par la conformité	équil. dominance, travaill. conformisme, ambition, tranquilité
	— *Som*	.....	phobies, craintes, malaises, douleurs, anxiété, nervosité
	So	degré de maturité sociale	moralité, réflect. timidité, équilibre, absence d'égocentrisme
	— *Nev*	.....	contact soc. diffic., manque de confiance en soi et d'eff. intel. pessimisme
II	*Sa*	accept. de soi, indépend. de pensée et d'action	contact soc. aisé, domin. conf. en soi, sincér. intér. variés
	Sy	tempérament actif, sociable, participatif	dominance, contact social aisé
	Do	aptitude au command. dominance, initiative	dominance, contact social aisé, civisme et moralité
	Cs	aptitude à tenir une position, un rang	contact social aisé, désirs de partic. sociale et culturelle
	Sp	confiance en soi dans les rapports avec autrui	contact social aisé, conf. en soi, goût des plaisirs, optimisme
	— *Nev*	.....	contact soc. diffic. manque de conf. en soi et d'eff. intel. pessim.
III	*Ai*	réalisation par l'indépendance	indép. conf. en soi, abs. stéréot., équil. goût de l'imprécis, moral.
	To	tolérance, croyances et attit. sociales tolérantes	équil. tolér. moral. absence d'agressiv. et d'impulsivité
	Py	intérêt pour les besoins et expériences des autres	équil. organisat. tolérance, indépendance, goûts intellectuels
	Fx	flexibilité, adaptabilité du comportement	indépendance, tolérance, bohême, instabilité, impulsivité
	Cs	aptitude à tenir un rang, une position	contact social aisé, désirs de participat. sociale et culturelle
IV	*Cm*	degré d'accord, absence de conflits internes	confiance en soi, équilibre, civisme et moralité, stéréotypes
V	*Fe*	féminité des intérêts	goût des profess. et activ. de types fémin., nervos. craintes, phobies
VI	*Aq*	.....	items socialement neutres, nombre de réponses « vrai »
	Re	consciencieux, responsable, digne de confiance	civisme et moralité, optimisme, équilibre
	Ie	efficience personnelle et intellectuelle	goûts intell. équilibre, aisance en soc. indépend. pas stéréotypes

« pathologiques », y ont des saturations élevées. Parmi les échelles « pathologiques », c'est l'échelle d'anxiété qui est la plus saturée et qui se rapproche le plus de l'échelle de désirabilité sociale d'Edwards. L'examen des adjectifs associés aux échelles de ce facteur, ainsi que du contenu des items qui les composent, donne l'image d'une personne équilibrée, sans symptômes pathologiques, sérieuse, travailleuse et qui se définit autant par l'absence de troubles pathologiques que par la possession de caractéristiques positives, en relation avec ce que l'on pourrait appeler la maturité et le respect des valeurs sociales.

Facteur II : Extraversion ou orientation vers les personnes. Les échelles les plus saturées sont *Sa*, *Sy*, *Do*, *Cs*, *Sp*, les échelles *Nev* et *Ie* y étant également saturées. Ce facteur est semblable au facteur II de Crites, intitulé Extraversion ou poids social par Mitchell et Pierce Jones et orientation vers les personnes par Nichols et Schnell. L'examen des adjectifs associés aux échelles de ce facteur, ainsi que du contenu des items, donne l'image d'une personne au contact social aisé, dominante, confiante en elle-même, optimiste, qui se définit presque uniquement par ses savoir-faire sociaux.

Facteur III : Indépendance ou capacité de pensée et d'action indépendante. Les échelles les plus saturées sont *Ai*, *To*, *Py* et *Fx*, les échelles *Ie*, *Cs*, *Aq* et *PM* 47 y étant également saturées. Ce facteur est comparable au facteur IV de Crites et se rapproche plus de celui de Mitchell et Pierce Jones intitulé « capacité de pensée et d'action indépendante ». L'examen des adjectifs associés aux échelles de ce facteur, et du contenu des items, donne l'image d'une personne indépendante, confiante en elle-même, tolérante, efficace au point de vue intellectuel, s'adaptant rapidement, toutes qualités nécessaires pour réussir dans les situations peu structurées demandant de l'initiative et de l'originalité.

Facteur IV : Communalité. Il est constitué de l'échelle *Cm*, l'échelle *Re* étant également saturée et l'échelle *Fx*, négativement. Ce facteur est comparable au facteur III de Crites et à celui de Mitchell et Pierce Jones intitulé « Force du Sur Moi ». L'examen des adjectifs associés aux échelles de ce facteur, et du contenu des items, donne l'image d'une personne conformiste et rigide.

Facteur V : Féminité. Il est constitué de l'échelle *Fe*, les échelles *Re* et *Som* étant également saturées. Ce facteur est semblable au facteur V de Crites et se rapproche du facteur intitulé « Force du Sur Moi » par Mitchell et Pierce Jones. L'examen des adjectifs associés aux échelles et du contenu des items donne l'image d'une personne ayant des intérêts tournés vers les professions de type féminin, n'aimant ni la lutte ni la violence et sujette aux craintes et aux phobies.

Facteur VI : Age. Les variables les plus saturées sont l'âge et l'intelligence (*PM* 47 négativement). Les échelles *Do* et *Gi* présentent également des saturations positives et l'échelle *Sp* des saturations négatives.

Facteur VII : Acquiescence. Il n'est constitué que de l'échelle *Aq*, ce qui est une confirmation du peu d'influence de l'acquiescence dans le CPI, la seconde échelle d'acquiescence (*Cm*) constituant également un facteur isolé.

De cette analyse, il ressort que la structure du CPI, passé en situation de sélection, est tout à fait comparable à celles trouvées dans d'autres situations, et quelque peu différente du groupement proposé par Gough. L'échelle *Ie* est saturée dans les 3 facteurs les plus importants, confirmant l'interprétation de Crites. L'acquiescence semble avoir un rôle négligeable, tandis que la popularité et la désirabilité sociale constituent un facteur important de variations, bien que ce facteur regroupe également des échelles du CPI, d'une façon qui semble logique vis-à-vis des traits mesurés par ces échelles. L'interprétation en terme de biais est donc arbitraire.

Pour essayer d'apprécier l'influence des biais sur la structure du CPI, nous avons effectué 3 analyses factorielles, par la méthode diagonale de Thurstone (Fruchter, 1954), qui consiste à prendre une variable comme pivot, à retirer des corrélations la part de variance explicable par cette source de variation et à suivre ensuite la même procédure que précédemment : analyse en composantes principales et rotations varimax. Ceci équivaut à enlever l'influence de cette variable, tout en permettant des comparaisons directes dans les autres dimensions. Nous avons pris successivement comme pivot l'échelle *Po*, *Aq* et ensuite les deux.

TABLEAU XIV

ANALYSE FACTORIELLE DU CPI, L'INFLUENCE DE L'ÉCHELLE *Po* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE (MÉTHODE DIAGONALE)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	h^2
1. *Do*		.66	—.04	.23	—.13	—.04	.29	.59
2. *Cs*		.64	.40	.13	—.11	—.03	.10	.61
3. *Sy*		.80	.04	—.01	—.08	.09	—.12	.67
4. *Sp*		.67	.36	—.17	—.21	—.11	—.23	.72
5. *Sa*		.84	—.03	.02	.08	.10	—.06	.73
6. *Wb*		.01	.05	.24	—.47	—.12	—.05	.30
7. *Re*		—.02	.15	.65	—.04	—.03	.14	.46
8. *So*		—.26	—.07	.28	—.05	.14	—.19	.21
9. *Sc*		—.34	.21	.24	—.21	—.08	.18	.30
10. *To*		.19	.55	.30	—.32	—.19	—.01	.57
11. *Gi*		.02	.11	.07	—.15	—.01	.31	.13
12. *Cm*		.01	—.39	.68	—.06	—.07	—.29	.70
13. *Ac*		.16	.15	.38	—.16	.03	.09	.23
14. *Ai*		.05	.76	.32	—.17	—.07	.00	.72
15. *Ie*		.32	.33	.30	—.34	.08	—.17	.65
16. *Py*		.10	.60	—.05	—.30	—.01	—.01	.47
17. *Fx*		.16	.68	—.15	.06	—.18	—.14	.57
18. *Fe*		—.14	.07	.51	.66	—.02	.11	.73
19. *Anx*		—.05	—.13	.01	.38	—.00	.00	.17
20. *Nev*		—.49	—.18	.04	.22	.15	—.10	.36
21. *Som*		—.08	—.13	—.13	.61	.04	—.04	.42
22. *Po*		—.00	.00	.00	.00	.00	—.00	.00
23. *Aq*		.01	—.51	—.01	.23	.79	—.02	.94
24. *PM* 47		.10	.30	.26	—.14	.10	—.61	.57
25. Age		—.03	—.09	.12	.10	.05	.75	.59

1. *Analyse factorielle, après extraction de la variance due à la popularité.*

Les résultats sont consignés dans le tableau XIV aboutissant à 6 facteurs, expliquant respectivement 27, 23, 16, 15, 12 et 7 p. 100 de la variance des facteurs. Nous remarquons tout d'abord que seul le premier facteur de l'analyse précédente est éliminé et que la structure des 6 autres diffère peu de celle trouvée dans la première analyse.

Le facteur Extraversion reste pratiquement le même, les échelles *Do*, *Cs* et *Sy* ayant leurs saturations légèrement plus basses, ainsi que *Ie* et *Nev*, les saturations (négatives) de *So* et *Sc* augmentant. Ces changements ne modifient ni la structure, ni l'interprétation de ce facteur.

Le facteur Indépendance reste pratiquement le même, les échelles *Ai*, *To*, *Ie* ayant leurs saturations légèrement plus basses et les échelles *Py*, *Fx*, *Aq* et *Sp* ayant leurs saturations plus hautes. Ces changements donnent une importance plus grande aux échelles *Fx* et *Py* que dans la première analyse, mais ne modifient pas l'interprétation de ce facteur qui se rapproche cependant plus du facteur IV de Crites.

Le facteur Communalité change un peu plus, les échelles *Re* et *Fe* voyant leurs saturations sensiblement augmenter et aboutissant à un facteur proche de celui de Mitchell et Pierce Jones.

Le facteur Féminité est toujours constitué de l'échelle *Fe*, les échelles *Wb*, *To*, *Ie* et *Py* voyant leurs saturations négatives augmenter, les échelles *Som*, *Anx* et *Nev* voyant leurs saturations positives également augmenter, mettant plus l'accent sur une mauvaise adaptation que sur la féminité des intérêts.

Les facteurs Age et Acquiescence ne changent pas.

2. *Analyse factorielle, après extraction de la variance due à l'acquiescence.*

Les résultats sont consignés dans le tableau XV aboutissant à 6 facteurs

TABLEAU XV

ANALYSE FACTORIELLE DU CPI, L'INFLUENCE DE L'ÉCHELLE *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE (MÉTHODE DIAGONALE)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	h^2
1. *Do*	.26	.71	.10	.22	— 01		.31	.73
2. *Cs*	.20	.69	.33	—.03	.05		.06	.64
3. *Sy*	.13	.84	.07	.01	—.07		—.12	.75
4. *Sp*	—.09	.67	.14	—.17	—.19		—.27	.62
5. *Sa*	—.05	.85	.01	.01	.05		—.06	.73
6. *Wb*	.73	.13	.17	.32	—.22		—.03	.73
7. *Re*	.50	.07	.38	.45	.31		.16	.72
8. *So*	.62	—.16	—.13	.25	.11		—.17	.53
9. *Sc*	.77	—.20	.26	.13	.04		.17	.75
10. *To*	.43	.27	.48	.12	—.00		—.04	.51
11. *Gi*	.72	.15	.15	.00	—.01		.30	.66
12. *Cm*	.13	02	—.03	.78	.17		—.20	.70
13. *Ac*	.65	.28	.32	.26	.10		.10	.69
14. *Ai*	.16	.09	.66	—.02	.13		—.07	.50
15. *Ie*	.46	.41	.45	.19	—.09		—.19	.66
16. *Py*	.26	.16	.46	—.22	—.16		—.08	.38
17. *Fx*	—.27	.13	.29	—.38	.11		—.21	.38
18. *Fe*	.02	—.12	.11	.17	.81		.12	.72
19. *Anx*	—.73	—.18	—.16	—.03	.24		.01	.65
20. *Nev*	—.59	—.61	—.08	.03	.10		—.09	.75
21. *Som*	—.60	—.18	—.27	—.22	.40		—.04	.67
22. *Po*	.98	.18	—.01	—.03	.11		.00	1.00
23. *Aq*	—.23	—.04	.00	.01	—.03		—.00	.06
24. *PM* 47	—.03	.09	.35	.17	.01		—.63	.56
25. Age	.06	—.02	—.05	.02	.11		.75	.59

expliquant respectivement 36, 25, 12, 10, 7 et 9 p. 100 de la variance des facteurs. Nous remarquons que seul le facteur Acquiescence est éliminé et que la structure des 6 autres est peu modifiée.

Le facteur Hypercommunalité reste pratiquement le même, l'échelle *Do* ayant sa saturation légèrement plus forte, les autres échelles ayant leurs saturations légèrement plus basses.

Le facteur Extraversion est inchangé.

Le facteur Indépendance est le plus modifié, les saturations étant baissées, surtout celle de l'échelle *Fx*, l'interprétation de ce facteur restant malgré tout la même.

Les facteurs *Communalité*, *Féminité* et *Age* restent inchangés.

3. *Analyse factorielle, après extraction de la variance due à la popularité et à l'acquiescence.*

Les résultats sont consignés dans le tableau XVI aboutissant à 5 facteurs expliquant respectivement 34, 16, 20, 15 et 15 p. 100 de la variance des facteurs. Nous remarquons que seuls les facteurs Hypercommunalité et Acquiescence sont éliminés et que la structure des 5 facteurs restant est peu modifiée.

Le facteur Extraversion reste inchangé par rapport à la seconde analyse, elle-même proche de la première.

Le facteur Indépendance est très proche de la première analyse avec des saturations légèrement plus basses.

Le facteur Communalité reste inchangé par rapport à la seconde analyse, elle-même proche de la première.

Le facteur Féminité reste inchangé par rapport à la seconde analyse, elle-même proche de la première.

TABLEAU XVI

ANALYSE FACTORIELLE DU CPI, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Aq* ET *Po* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE (MÉTHODE DIAGONALE)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	h^2
1. *Do*		.66	—.04	.24	—.11		.29	.59
2. *Cs*		.63	.32	.14	—.05		.09	.53
3. *Sy*		.80	.10	.03	—.10		—.12	.67
4. *Sp*		.67	.25	—.15	—.15		—.24	.62
5. *Sa*		.84	.05	.05	.05		—.07	.72
6. *Wb*		—.00	—.03	.25	—.42		—.03	.24
7. *Re*		—.04	.12	.64	.01		.16	.45
8. *So*		—.28	.02	.28	—.08		—.17	.20
9. *Sc*		—.35	.12	.22	—.15		.19	.24
10. *To*		.17	.37	.30	—.21		.00	.30
11. *Gi*		.02	.08	.06	—.12		.31	.12
12. *Cm*		—.01	—.34	.71	—.07		—.27	.69
13. *Ac*		.15	.15	.38	—.13		.11	.22
14. *Ai*		.03	.61	.30	—.06		.02	.46
15. *Ie*		.30	.33	.31	—.31		—.15	.42
16. *Py*		.09	.50	—.05	—.23		.00	.31
17. *Fx*		.16	.48	—.17	.16		—.15	.33
18. *Fe*		—.16	.07	.48	.67		.11	.72
19. *Anx*		—.05	—.10	.00	.36		—.01	.14
20. *Nev*		—.50	—.08	.02	.17		—.09	.29
21. *Som*		—.07	—.08	—.14	.57		—.06	.36
22. *Po*		.00	.00	.00	.00		.00	.00
23. *Aq*		.00	.00	.00	.00		.00	.00
24. *PM* 47		.08	.33	.28	—.14		—.59	.56
25. Age		—.02	—.06	.09	.10		.75	.58

Le facteur Age reste inchangé.

4. *Conclusion.*

A l'issue de ces 4 analyses factorielles, il ressort que la structure factorielle du CPI est relativement stable lorsque l'on enlève l'effet de l'acquiescence ou de la popularité (et par extension de la désirabilité sociale), ce qui permettrait d'effectuer ces corrections si des résultats empiriques en montraient l'utilité, sans changer la signification des facteurs restant. Une autre constatation est que le facteur Indépendance est le plus touché par ces corrections.

Lorsqu'on enlève la part de variance due à la popularité, la structure trouvée est plus proche de celle qui est apparue avec des étudiants (études de Mitchell et Pierce Jones, Crites et Springob et Struening) que de celle trouvée dans notre première analyse. Dans une situation de sélection, en effet, la tendance à se montrer sous un jour favorable est plus susceptible d'apparaître.

III. SCORES FACTORIELS, HOMOGÉNÉITÉ ET GÉNÉRALISABILITÉ

1. Scores factoriels.

A partir des analyses précédentes, il est possible de donner une image condensée des scores d'un sujet, en les transformant en scores factoriels. Pour ce faire, nous avons décidé d'inclure dans un facteur les variables ayant des saturations supérieures à .52, ce qui aboutit au regroupement suivant des 18 échelles du CPI.

Facteur I : *Wb*, *Re*, *So*, *Sc*, *Gi*, *Ac* et *Ie*.
Facteur II : *Do*, *Cs*, *Sy*, *Sp* et *Sa*.
Facteur III : *To*, *Ai*, *Py* et *Fx*.
Facteur IV : *Cm*.
Facteur V : *Fe*.

Étant donné les intercorrélations entre les échelles, il est nécessaire pour les facteurs comprenant plusieurs échelles d'effectuer une correction pour que les variances des facteurs soient égales. Les coefficients de correction à appliquer aux sommes des écarts à la moyenne, pour

chaque facteur (en notes standards), sont les suivants : Facteur I : .186, Facteur II : .255 et Facteur III : .331.

2. Homogénéité des échelles.

La construction empirique du CPI maximise la validité des échelles, sans se soucier de leurs qualités métriques, en particulier de leur homogénéité. Nous avons calculé pour chacune des échelles un coefficient d'homogénéité à l'aide de la formule KR 20 de Kuder-Richardson $r_{tt} = \left(\frac{n}{n-1}\right)\left(\frac{\sigma_t^2 - \Sigma pq}{\sigma^2 t}\right)$. Les résultats sont consignés dans le tableau XVII. La

TABLEAU XVII

Homogénéité des échelles du CPI (× 100)

	KR 20
Do	67
Cs	57
Sy	64
Sp	67
Sa	49
Wb	80
Re	64
So	63
Sc	80
To	74
Gi	78
Cm	55
Ac	60
Ai	55
Ie	57
Py	32
Fx	71
Fe	25
Anx	77
Nev	88
Som	77
Aq	63
Po	87

moyenne pour les échelles construites a priori (*Sp*, *Sa*, *Sc*, *Fx*, *Anx*, *Nev*, *Som* et *Po*) est de .74, tandis que pour les autres, construites empiriquement, elle est de .60. Les échelles *Py* et *Fe* ont les coefficients les plus faibles, ce qui peut signifier qu'elles mesurent plusieurs facteurs. En effet, l'homogénéité présuppose un facteur général sous-jacent, la présence de plusieurs facteurs inégalement représentés ayant pour effet d'abaisser sa valeur (Wherry et Gaylord, 1943). La moyenne pour le facteur I (hypercommunalité) est de .71, pour le facteur II (extraversion) de .61 et pour le facteur III (indépendance) .58.

3. Généralisabilité.

La notion de fidélité a perdu le caractère absolu qu'on lui prêtait autrefois. La fidélité test-retest n'en est qu'un aspect, de même que l'homogénéité. Une autre approche, préconisée par Cronbach (1965), est liée à la notion de généralisabilité : ceci revient à se demander dans quelle mesure le score à une échelle peut être généralisé à une autre population de comportement ou, dans notre cas, dans quelle mesure le score à une échelle peut être généralisé aux autres échelles du même facteur. Le coefficient que nous avons utilisé est le coefficient alpha stratifié de Cronbach. Pour l'évaluer, il faut appliquer la formule suivante :

$$\alpha = \frac{n}{n-1}\left(\frac{\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} rij\right) - n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} rij}\right),$$

n étant le nombre de tests contribuant à poids égal à l'estimation du facteur ; pour les facteurs constitués d'une échelle unique, nous avons pris la moyenne entre la communalité de cette échelle et sa plus haute corrélation. Les résultats sont les suivants : Facteur I (hypercommunalité) : .83, Facteur II (extraversion) : .87, Facteur III (indépendance) : .67, Facteur IV (communalité) : .52 et Facteur V (féminité) : .50.

IV. LES BIAIS ET LES CARACTÉRISTIQUES DES ÉCHELLES

1. Relations entre acquiescence et caractéristiques des échelles.

Jackson (1960) met en relation les corrélations entre échelles et leur dissymétrie (% de réponses scorées Vrai) pour montrer l'influence de l'acquiescence. Nous avons fait les mêmes calculs en introduisant des variables supplémentaires. Nous avons calculé sur les 23 échelles du CPI des corrélations entre

les indices suivants, calculés pour chaque échelle : corrélation avec l'échelle d'acquiescence, dissymétrie de l'échelle (% de réponses scorées Faux, en reflétant les échelles dont le % est inférieur à .50, pour suivre les recommandations de Tellegen), indice de contenu de l'échelle (tabl. VIII), un indice de contenu par facteur (en faisant la somme des indices de contenu des échelles entrant dans un facteur), désirabilité sociale moyenne des items de chaque échelle (d'après les données de Mees et al.), popularité moyenne des items de chaque échelle (d'après les données des protocoles passés en situation de sélection), pourcentage d'items neutres du point de vue désirabilité (entre 4.0 et 6.0) et pourcentage d'items controversés (popularité entre .40 et .60). Les résultats sont consignés dans le tableau XVIII. Ni la popularité, ni la désirabilité, ni le pourcentage d'items neutres ou controversés n'expliquent les corrélations entre l'échelle d'acquiescence et les autres échelles du CPI. Ce sont la dissymétrie et l'indice de contenu par facteur qui doivent être pris en considération. Ceci montre l'arbitraire des conclusions sur l'influence de l'acquiescence, fondées sur des études utilisant des échelles non dépourvues de contenu verbal.

TABLEAU XVIII

RELATIONS ENTRE ACQUIESCENCE ET CARACTÉRISTIQUES DES ÉCHELLES (× 100)

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Corrélations *Aq*-Échelles CPI		—81	43	78	—05	—12	18	—08
2. % réponses scores Faux			—08	—64	08	02	01	00
3. Indice de contenu				07	18	11	—50	—05
4. Indice de contenu par facteur					—16	33	—09	02
5. Popularité						90	—52	—75
6. Désirabilité							—33	—62
7. % items controversés (popul.)								66
8. % items neutres (désirabilité)								

2. Relations entre homogénéité, désirabilité et popularité des échelles.

Edwards et al. (1963) ont montré que l'homogénéité des échelles était négativement liée à l'empan de la désirabilité sociale des items, ainsi qu'au pourcentage d'items neutres. Nous avons mis en relation les coefficients d'homogénéité, de fidélité test-retest (issus du manuel du CPI, échantillon des prisonniers), le sigma de la désirabilité des items de chaque échelle, la moyenne de la désirabilité, le sigma de la popularité des items de chaque échelle, la moyenne de la popularité, le pourcentage d'items neutres de chaque échelle et le pourcentage d'items controversés. Les résultats sont consignés dans le tableau XIX. Les résultats d'Edwards sont confirmés : l'empan de la désirabilité et le pourcentage d'items neutres sont négativement liés à l'homogénéité, mais on trouve les mêmes relations en ce qui concerne la popularité, le range de la popularité et le pourcentage d'items controversés sont également négativement liés à l'homogénéité. L'interprétation en terme de désirabilité sociale, plutôt qu'en terme de popularité, est donc arbitraire à bien des égards.

3. Relations entre désirabilité et popularité des items.

Les études d'Edwards (1957) ont mis en évidence les relations entre désirabilité et popularité, mais Tellegen préconise de refléter les items socialement non désirables. Nous avons mis en corrélation les deux séries d'estimation de la dési-

TABLEAU XIX

RELATIONS ENTRE HOMOGÉNÉITÉ, DÉSIRABILITÉ ET POPULARITÉ DES ÉCHELLES (× 100)

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Homogénéité (KR20)		49	—60	33	—68	39	—44	—26
2. Fidélité (test retest)			—47	30	—14	37	—27	—01
3. Sigma désirabilité				—12	39	—19	24	15
4. Désirabilité					—56	90	—62	—33
5. Sigma popularité						—71	66	66
6. Popularité							—75	—52
7. % items neutres								39
8. % items controversés								

rabilité sociale des items du CPI, issues des études de Mees et al. et de Jackson et Pacine (citées dans Goldberg et Rorer) et trouvé .95 et, après réflection des items indésirables, .82. La concordance des jugements moyens sur la désirabilité des items est donc grande. Nous avons ensuite mis en relation la désirabilité de chaque item, avec un indice de lisibilité (nombre de mots de chaque item), un indice d'ambiguïté (nombre de changements d'opinions pour chaque item, estimés d'après les ratures observées dans 400 protocoles pris au hasard) et un indice de fidélité test-retest de chaque item (rapport ∅ / ∅ max de chaque item (d'après Goldberg et Rorer). Les résultats sont consignés dans le tableau XX, le second chiffre indiquant les résultats après réflection des items

TABLEAU XX

RELATIONS ENTRE DÉSIRABILITÉ, LISIBILITÉ, AMBIGUITÉ ET FIDÉLITÉ DES ITEMS

En ce qui concerne les désirabilités (1 et 2), la première ligne correspond aux valeurs socialement désirables des réponses « oui » aux items du CPI, tandis que la seconde correspond aux valeurs socialement désirables après « réflection » des items « indésirables »

	1	2	3	4	5
1. désirabilité (JACKSON)		.95 .82			
2. désirabilité (MEES et al.)			-.04 .06	.18 —.11	.18 —.14
3. lisibilité				—.10—	—.20
4. ambiguïté					.08
5. fidélité (∅ / ∅ max.)					

indésirables. Les relations trouvées sont faibles, les items neutres étant plus ambigus et moins fidèles.

Nous avons ensuite mis en corrélation pour les 480 items, la désirabilité d'après les données de Mees et al., la popularité des items en situation de sélection, la popularité des items d'après Goldberg et Rorer, le pourcentage de réponses à chaque item calculé sur 50 protocoles passés avec des consignes de tricherie (Annexe III) et le pourcentage de réponses à chaque item calculé sur les 100 protocoles de Dicken (Annexe IV), passés avec des consignes de simulation.

Les résultats sont consignés dans le tableau XXI. Les indices qui sont le plus en corrélation avec la désirabilité sont dans l'ordre : pourcentage de réponse de la simulation américaine, pourcentage de réponse de la simulation suisse, popularité suisse et popularité américaine. Cet

TABLEAU XXI

INTERCORRÉLATIONS (× 100) ENTRE DÉSIRABILITÉ ET DIVERS INDICES DE POPULARITÉ ET POURCENTAGES DE RÉPONSES

Les deux premières lignes de chiffres concernent les corrélations trouvées en utilisant les 480 items du CPI (Total et Reflété). Les lignes suivantes présentent les corrélations trouvées en utilisant les items de chaque échelle séparément et la direction (oui ou non) dans laquelle ils sont effectivement scorés.

	1. Désirabilité Mees				2. Popularité suisse			3. Popularité US		4. Triché Suisse
	2. Pop. Suisse	3. Pop. US	4. % réponse Triché Suisse	5. % réponse Triché US	3. Pop. US	4. % réponse Triché Suisse	5. % réponse Triché US	4. % réponse Triché Suisse	5. % réponse Triché US	5. % réponse Triché US
Total	73	62	80	90	68	91	78	68	62	88
Reflété	44	43	53	60	49	70	50	44	40	64
Do	51	45	73	85	69	73	44	40	53	84
Cs	63	58	70	82	68	86	49	55	55	66
Sy	46	09	57	76	60	81	67	26	30	80
Sp	66	41	70	88	56	90	79	52	36	83
Sa	64	12	76	86	38	90	78	36	16	87
Wb	44	17	35	34	54	88	68	75	52	67
Re	51	60	60	78	56	89	55	78	59	70
So	72	53	78	88	44	91	77	63	42	85
Sc	35	28	53	77	48	85	60	56	42	79
To	35	34	33	49	71	91	75	60	55	78
Gi	35	36	24	39	34	89	65	68	28	69
Cm	38	26	49	87	21	94	55	39	25	70
Ac	38	29	44	68	48	77	35	17	22	53
Ai	60	56	66	81	66	91	75	66	73	84
Ie	73	50	73	80	65	94	78	52	53	85
Py	81	72	84	92	90	89	82	70	72	91
Fx	67	27	75	88	32	85	76	42	32	78
Fe	50	34	65	82	66	87	65	53	57	82
Anx	80	84	67	89	77	82	83	78	47	77
Nev	57	51	67	75	70	81	64	71	49	66
Som	61	75	51	60	57	83	30	67	53	41
Pop	24	35	58	71	26	65	46	55	44	82
Aq	21	33	60	88	—09	30	24	45	—04	66

ordre reste le même après réflexion, mais les valeurs sont beaucoup plus faibles, en particulier pour les popularités suisse et américaine. Ceci montre que lorsqu'on triche on choisit comme description de soi-même les items jugés socialement désirables. Cela montre également que les relations entre désirabilité et popularité sont plus faibles dans les situations habituelles.

La forte relation entre « popularité suisse » et « trichés suisses » s'explique par le fait que dans notre échantillon de tricheurs un certain nombre de sujets n'ont apparemment pas suivi les consignes et que la « popularité » a été calculée sur des protocoles passés en situation de sélection, dont on peut penser qu'un certain nombre ont été trichés.

Les deux situations suisses ont donc pour point commun le mélange de tricheurs et de non tricheurs, ce qui explique qu'elles se situent entre les deux situations américaines, sans doute plus pures. Les relations à l'intérieur de chaque échelle, entre réponse scorée et désirabilité de la réponse sont consignées dans le tableau XXI. Elles vont dans le même sens que les conclusions précédentes.

Nous avons calculé la moyenne des corrélations des échelles d'un même facteur entre désirabilité et popularité

américaine (2e colonne du tabl. XXI). Ces deux indices peuvent être considérés comme se rapprochant le plus des indices des études antérieures. Elles sont de .39 pour le facteur I (hypercommunalité), .35 pour le facteur II (extraversion), .47 pour le facteur III (indépendance) et .70 pour les échelles « pathologiques ». Les résultats confirment l'hypothèse de Tellegen, selon laquelle les relations entre désirabilité et popularité devaient être plus grandes pour les échelles mesurant la « normalité » que pour celles mesurant des caractéristiques sociales ou intellectuelles, et expliquent les fortes relations reportées antérieurement et portant principalement sur le MMPI, composé d'items « pathologiques ».

Cependant, on constate à l'intérieur de chaque facteur des différences sensibles entre échelles : le contenu n'explique donc pas tout, et il faut sans doute faire intervenir une autre variable : la susceptibilité à la tricherie.

V. ÉTUDE DESCRIPTIVE DE LA TRICHERIE

1. Simulation d'après Dicken.

1. *Données de l'étude.*

Le Pr Dicken nous a très aimablement transmis les données de son étude sur la « simulation » dans le CPI (1960) : Le CPI a été administré à 100 étudiants en psychologie, âgés de 18 à 30 ans, avec des instructions standards, et cet échantillon divisé en 5 groupes, qui devaient répondre au même questionnaire, en essayant d'obtenir des scores élevés aux traits suivants : dominance (13 hommes et 8 femmes), responsabilité (11 hommes et 8 femmes), efficience intellectuelle (9 hommes et 10 femmes), flexibilité (11 hommes et 11 femmes) et le dernier groupe devait essayer de donner la meilleure impression possible (8 hommes et 11 femmes).

2. *Analyse typologique.*

Pour essayer de comprendre le processus de simulation nous avons effectué une analyse typologique des sujets, comparable à une analyse factorielle inverse. La méthode utilisée a été proposée par Mac Quitty (1957, 1964), sous le nom d' « elementary linkage analysis » (traduit par « analyse des liaisons »). Elle part de la définition suivante : « un type est tel que chaque personne dans un groupe est plus semblable à une autre personne de ce groupe qu'à tout autre personne en dehors du groupe ».

La procédure pour dégager ces types est la suivante :

1. Calculer la matrice de similitude entre les sujets.
2. Souligner dans chaque colonne l'indice d'association le plus fort.
3. Chercher l'indice d'association le plus fort de toute la matrice qui détermine les deux sujets de départ.
4. Chercher dans les lignes de ces deux sujets s'il existe des sujets soulignés, si oui, les ajouter à ce premier groupe et chercher également d'autres sujets soulignés dans les lignes de ces nouveaux sujets, si non éliminer les lignes et les colonnes des sujets appartenant au premier type, et recommencer la même procédure sur la sous-matrice restante, et ainsi de suite jusqu'à ce que tous les sujets aient été classés.

Des résultats empiriques (Gendre, 1966) ont montré que cette méthode aboutissait à des groupements comparables à ceux de l'analyse factorielle inverse.

En liaison avec cette méthode, Mac Quitty propose d'effectuer des analyses d'ordre supérieur, sur la matrice de similitude des prototypes des types, définis comme les sujets ayant la somme des indices des colonnes de la sous-matrice du type, la plus élevée.

Cette méthode peut s'appliquer à n'importe quelle sorte d'indice : corrélation, distance, pourcentage d'accord, etc.

Comme indice de similitude, nous avons utilisé la distance préconisée par Cronbach (1953), dont la formule est

$$D^2 = \sum_{K=1}^{n} (xi_k - xj_k)^2$$

qui est la somme des carrés des différences entre les éléments correspondants du profil.

Nous avons donc calculé les distances

TABLEAU XXII

RÉSULTATS DE L'« ANALYSE DE LIAISON » DES 100 SUJETS AYANT RÉPONDU AU CPI SOUS DES INSTRUCTIONS DE SIMULATION
(les prototypes de chaque type sont indiqués en premier)

SUPER-TYPES	TYPES	N° DES SUJETS ENTRANT DANS CHAQUE TYPE
	2	25-13-76-83-59-82
	3	70-62-21-29-34-40-69-75-28 73-90-23-37-66-64
I	4	45-32-35-42-71-99
	6	91-24-65-77-41-27-92-84-93 80-88-89-95
	11	98-30-100
	1	81-26-7-14-52-33-43-57-60-31-47
	9	49-11-16
	10	53-17-5
III	13	86-2-6-15-9-79-12-85
	14	10-1-38-78
	15	97-22-3-4
	16	87-55
	17	19-20
	5	94-68-18-61-74
II	7	56-48-36-67-72
	8	63-50-44-46-51-8-39-96
	12	58-54

entre les 100 protocoles remplis avec des instructions de simulation et soumis cette matrice à une « analyse de liaison », aboutissant à 17 types, regroupés en 3 super-types par l'analyse de second ordre. La composition de ces types est consignée dans le tableau XXII, les sujets étant dans l'ordre 1-21 pour la situation « dominance », 22-40 « meilleure impression », 41-58 « efficience intellectuelle », 59-78 « responsabilité » et 79-100 « flexibilité ». Pour mieux comprendre chaque type, nous avons calculé la moyenne des scores des sujets les composant, aux 18 échelles du CPI, transformé ces moyennes en scores standards de moyenne 50 et sigma 10 (tabl. XXIII) à partir de la moyenne et du sigma de 908 protocoles remplis en situation de sélection, et enfin en scores factoriels (tabl. XXIV).

Nous allons ci-dessous essayer de décrire chaque Super-type dans l'ordre de l'analyse de second ordre.

Le Supertype I : réunit les types 2, 3, 4, 6 et 11, dont le point commun est l'élévation des facteurs Extraversion, Hypercommunalité et Indépendance, les autres étant moyens. Le type 6 a le facteur Féminité élevé et le type 11, le facteur Communalité faible. Pour 5 de ces 6 types, l'élévation de l'échelle *Gi* permet de soupçonner la simulation. Les échelles les plus élevées sont en moyenne *Cs*, *Sy*, *Gi*, *To* et *Ie*. Ceci donne l'image

TABLEAU XXIII

MOYENNES (EN SCORES STANDARDS DE MOYENNE 50 ET DE SIGMA 10) DE CHAQUE TYPE AUX ÉCHELLES DU CPI POUR L'ÉCHANTILLON AMÉRICAIN

	2	3	4	6	11	1	9	10	13	14	15	16	17	5	7	8	12	MOYENNE GÉNÉRALE
Do	65	71	69	69	68	71	70	75	63	60	70	39	60	67	67	66	65	67
Cs	71	68	71	74	76	70	68	77	61	64	65	52	52	59	65	64	64	68
Sy	68	71	70	74	73	74	72	75	70	74	76	47	65	64	59	66	64	70
Sp	63	56	57	77	67	64	60	72	68	65	70	63	73	44	47	56	47	62
Sa	54	58	58	64	55	66	57	69	64	72	74	56	62	52	52	62	53	61
Wb	62	62	61	59	62	59	55	61	45	47	47	48	41	57	59	49	59	56
Re	69	69	72	60	65	63	57	63	52	51	45	41	23	72	72	63	69	62
So	62	66	65	52	62	67	58	58	53	57	46	43	18	66	56	56	65	58
Sc	68	63	60	47	55	53	50	47	40	40	30	34	19	63	64	55	63	53
To	72	67	70	66	68	66	57	63	53	47	39	47	39	62	61	55	58	61
Gi	72	72	72	54	69	64	62	57	49	53	46	38	34	66	72	58	65	61
Cm	47	50	52	51	39	55	54	57	46	41	56	44	30	56	47	49	50	50
Ac	58	67	68	62	65	68	58	63	53	59	51	34	39	64	63	62	68	62
Ai	66	55	63	66	56	55	40	48	48	45	32	53	38	51	52	52	60	54
Ie	69	63	68	71	70	67	63	71	55	48	51	44	38	59	59	58	58	62
Py	71	59	61	63	61	54	54	58	56	42	50	42	58	53	60	50	58	57
Fx	61	45	56	65	67	47	41	44	54	43	51	59	50	39	40	53	60	52
Fe	53	49	62	43	51	46	42	45	40	52	32	44	19	54	57	59	44	48

TABLEAU XXIV

MOYENNES (NOTES FACTORIELLES DE MOYENNE 50 ET SIGMA 10) DE CHACUN DES TYPES POUR L'ÉCHANTILLON AMÉRICAIN

	Types																	Moyenne générale
	2	3	4	6	11	1	9	10	13	14	15	16	17	5	7	8	12	
Extraversion	68	69	69	78	73	74	70	80	70	72	77	52	66	59	60	66	61	70
Hypercommunalité	70	71	71	60	68	67	60	63	49	51	44	37	24	68	68	59	58	62
Indépendance	73	59	67	70	67	57	48	54	53	42	41	50	45	52	54	53	62	58
Communalité	47	50	52	51	39	55	54	57	46	41	55	44	30	56	47	49	50	50
Féminité	53	49	62	43	51	46	42	45	40	52	32	44	19	54	57	59	44	48

d'une forte personnalité, d'une personne ambitieuse, sociable, efficace, capable de pensée et d'action indépendante.

Le Supertype II : réunit les types 5, 7, 8 et 12, dont le point commun est l'élévation des facteurs Hypercommunalité et Extraversion, les autres facteurs étant moyens à élevés. Seul le type 5 a le facteur Extraversion moyen. Le type 7 a le facteur Féminité élevé et le type 12 le facteur Indépendance élevé. Pour tous ces types, l'élévation de l'échelle *Gi* permet de soupçonner la simulation. Les échelles les plus élevées sont en moyenne *Re*, *Ac*, *Do*, *Gi* et *Sy*. Ceci donne l'image d'une personne stable, sérieuse, responsable, efficace dans ses rapports avec autrui.

Le Supertype III : réunit les types 1, 9, 10, 13, 14, 15, 16 et 17, dont le point commun est l'élévation du facteur Extraversion, les autres facteurs étant moyens à faibles. Les types 1, 9 et 10 ont le facteur Hypercommunalité élevé, les types 16 et 17 au contraire l'ont faible. Pour 3 des 8 types, l'élévation de l'échelle *Gi* permet de soupçonner la simulation. Les échelles les plus élevées sont en moyenne *Sy*, *Sp* et *Sa*, et les plus basses *Sc*, *So* et *Gi*. Ceci donne l'image d'une personnalité très sociable, mais impulsive, et se souciant peu de l'opinion d'autrui.

La moyenne de tous les protocoles simulés met en évidence la prédominance du facteur Extraversion, suivi du facteur Hypercommunalité et Indépendance. Ceci donne l'ordre de susceptibilité des facteurs à la simulation, les échelles les plus susceptibles étant *Sy*, *Cs*, *Do*, *To*, *Gi*, *Ac*, *Ie*, *Re*, *Sp* et *Sa*.

De cette analyse typologique, il ressort que le facteur Extraversion est toujours élevé par la simulation et que l'on peut distinguer 3 grands types de simulation : le premier qui aboutit à l'élévation de tous les profils, le second qui aboutit à l'élévation des facteurs Extraversion et Hypercommunalité et le dernier qui aboutit à l'élévation du seul facteur Extraversion et qui est le plus difficile à détecter, à l'aide de l'échelle *Gi*. La description de ces types ramène aux instructions données aux sujets. Pour apprécier l'effet des instructions sur les réponses des sujets, nous avons mis en relation les types dégagés et les 5 situations définies par les instructions données.

3. *Typologie et Instructions.*

La mise en relation de deux séries de variables qualitatives ou de catégories a jusqu'à présent été possible à l'aide du coefficient de contingence, lié au chi carré $\left(c = \sqrt{\frac{\chi^2}{N + \chi^2}}\right)$, mais comme ce dernier il présente des désavantages et a les mêmes limitations du point de vue des effectifs théoriques. Il indique que la table de contingence analysée présente une répartition différente de celle que l'on pourrait attendre par hasard, sans qu'il soit possible de façon autre qu'intuitive de déterminer où se situent ces différences. Sa valeur n'est pas comparable à un coefficient de Bravais Parson, ce qui rend son interprétation difficile.

Pour pallier ces difficultés, Wherry et Lane (1965) ont créé une nouvelle statistique, le coefficient K, qui est une extension de l'équation de corrélation au cas des variables qualitatives. Il est

TABLEAU XXV

CORRESPONDANCE ENTRE TYPOLOGIE ET ROLE SIMULÉ, FONDÉ SUR LE COEFFICIENT K

Role	Type	3	7	4	6	11	5	16	2	8	1	12	14	15	13	9	10	17
	Poids	—1,10	—0,91	—0,72	—0,59	—0,57	—0,48	—0,11	—0,08	—0,02	0,02	0,02	0,70	1,06	1,70	1,91	1,91	2,86
1 dominance	1,79	1	0	0	0	0	1	0	1	1	2	0	2	2	5	2	2	2
3 eff. intellec.	0,01	0	2	2	1	0	0	1	1	4	4	2	0	0	0	1	1	0
5 flexibilité	—0,15	1	0	1	8	2	1	1	2	1	1	0	0	1	3	0	0	0
2 bonne impression	0,77	6	1	2	2	1	0	0	1	1	3	0	1	1	0	0	0	0
4 responsabilité	—1,05	7	2	1	2	0	3	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0

fondé sur la création de pseudo-variables dichotomiques, et le calcul de la corrélation canonique maximum entre les deux jeux de pseudo-variables, permettant de leur attribuer des poids à partir desquels un coefficient de corrélation habituel peut être calculé. Son interprétation est la même qu'un coefficient de corrélation habituel et l'examen des poids attribués à chacune des catégories permet de réordonner les lignes et les colonnes de la table de contingence et de faire des inférences sur la correspondance entre les deux séries de catégories. Une épreuve de signification statistique pour ce coefficient est à l'étude et les auteurs préconisent d'utiliser le X^2 en attendant. La seule condition requise pour le calcul de ce coefficient *K* est qu'aucune ligne ou colonne de la matrice ne soit vide.

Nous avons donc calculé un coefficient K entre les rôles assumés et les types dégagés. Les résultats sont consignés dans le tableau XXV et la table de contingence réordonnée figure dans le tableau XXVI avec les poids attribués à chaque variable.

TABLEAU XXVI

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE LA TABLE DE CONTINGENCE ENTRE TYPOLOGIE ET SIMULATION

chi carré	103,55
coefficient de contingence	.713
coefficient K	.626

Étant donné que les fréquences théoriques de chaque case sont inférieures à 5, il n'est pas possible d'évaluer la signification de ces statistiques. L'examen de la table de contingence permet de voir que les conclusions de Dicken concernant la difficulté de simuler un rôle déterminé doivent être nuancées. D'autre part, les catégories se réordonnent approximativement comme dans l'analyse typologique de second ordre. Les types 14, 15, 13, 9, 10 et 17 appartenant au supertype II correspondent au rôle « dominance » et se caractérisent par l'élévation du facteur extraversion, bien que ce soit plutôt

l'échelle *Sy* qui soit la plus élevée. Ce découpage *a posteriori* distingue 71 p. 100 de ceux assumant ce rôle. Les types 8, 1 et 12 appartenant aux supertypes III et II correspondent au rôle « efficience intellectuelle » et se caractérisent par l'élévation des facteurs extraversion et hypercommunalité, bien que l'échelle *Ie* ne soit pas très élevée, mais plutôt *Sy*. Ce découpage permet de distinguer 52 p. 100 de ceux assumant ce rôle. Les types 6, 11, 5, 16 et 2 appartenant aux supertypes I, II et III correspondent au rôle « flexibilité » et se caractérisent par l'élévation du facteur extraversion et indépendance (surtout le type 6 qui est le plus caractéristique), bien que l'échelle *Fx* ne soit pas très élevée, mais plutôt *Sp* et *Ie*. Ce découpage permet de distinguer 64 p. 100 de ceux assumant ce rôle. Les types 3, 7 et 4 appartenant aux supertypes I et III correspondent aux rôles « responsabilité » et « bonne impression » et se caractérisent par l'élévation du facteur « hypercommunalité », les échelles *Re* et *Gi* étant les plus élevées. Ce découpage permet de distinguer 50 p. 100 de ceux assumant ces rôles. En réunissant les rôles « bonne impression » et « responsabilité » et en regroupant les types selon le schéma indiqué ci-dessus, on aboutit à 58 p. 100 de classification correcte contre 27 p. 100 attendus par hasard. Pour éprouver la signification de ce résultat, nous avons calculé un coefficient d'accord *Co*, préconisé par Cohen (1960), dont la formule est $Co = \frac{po - pa}{1 - pa}$ où *po* est le pourcentage d'accord observé et *pa* le pourcentage d'accord attendu par hasard. C'est donc un coefficient d'accord lorsque l'effet du hasard a été enlevé. On peut en tester la signification à l'aide de la formule $\sigma_{co} = \sqrt{\frac{pa}{N(1 - pa)}}$ et en divisant le coefficient par cette valeur et en reportant cette valeur à la courbe normale. Nous avons trouvé $Co = .41$ et $z = 6{,}83$, ce qui est hautement significatif (p inférieur à 0,001). On peut donc conclure que bien que le fait d'assumer un rôle déterminé n'ait pas pour effet d'élever de façon différentielle l'échelle correspondante (sauf pour « responsabilité » et « bonne impression »), la simulation d'un rôle aboutit à un pattern relativement spécifique.

2. Tricherie.

1. *Données de l'étude.* Nous avons demandé à des personnes de répondre au CPI avec les instructions suivantes : « nous vous demandons de répondre au questionnaire en supposant que vous êtes candidat à un poste qui vous intéresse et que vous désirez influencer la décision en trichant habilement au CPI ». Ces personnes ont été contactées directement ou indirectement, et pour 5 protocoles qui nous paraissaient douteux, nous avons pu nous assurer que ces personnes avaient mal compris les instructions, avaient répondu au hasard ou de façon sincère, nous les avons donc éliminés. Pour 8 protocoles également douteux, nous n'avons pas pu recontacter les personnes les ayant remplis et nous les avons conservés. Nous avons ainsi recueilli 50 protocoles trichés, d'hommes âgés de 20 à 55 ans et appartenant aux groupes professionnels suivants : psychologues (7), étudiants (10), ouvriers (12), employés (7), cadres moyens (10) et ingénieurs (4).

2. *Analyse typologique.* Nous avons effectué une « analyse de liaison » selon la méthode de Mac Quitty sur la matrice des distances (D^2 de Cronbach) entre les sujets, en introduisant les 17 prototypes de l'analyse précédente. Pour faciliter la détermination de leur position, nous les avons placés en premier dans l'ordre de 1 à 17. L'analyse de liaison aboutit à 13 types regroupés en 3 supertypes et qui figurent dans le tableau XXVII. Les types 3 et 6, formant le premier prototype, regroupent 7 types de la première analyse. Pour mieux comprendre les types restant, nous avons calculé la moyenne des scores des sujets les composant, sans ceux de la première analyse, transformé ces moyennes en scores standards de moyenne 50 et sigma 10 (tabl. XXVIII) et enfin en scores factoriels (tabl. XXIX).

TABLEAU XXVII

RÉSULTATS DE L'« ANALYSE DE LIAISON » DES 50 SUJETS (+17 PROTOTYPES DE L'ANALYSE PRÉCÉDENTE) AYANT RÉPONDU AU CPI SOUS DES INSTRUCTIONS DE TRICHERIE (les prototypes de chaque type sont inscrits en premier)

SUPER-TYPES	TYPES	N° DES SUJETS ENTRANT DANS CHAQUE TYPE
I	3	4-2-6-11
	6	3-1-10
II	1	58-31-12-19-28-66-42-23-46 30
	2	67-26-37-56
	5	25-18-8-21
	8	36-7-5-39
III	4	62-38-20-22-40
	7	51-9-65
	9	43-24
	10	64-47-13-15-35-14-32
	11	61-44-29-57
	12	34-33-41-45-60-63-27-54 55 48-17-59-16
	13	52-50-49-53

Nous allons ci-dessous essayer de décrire chaque Supertype, dans l'ordre de l'analyse de second ordre.

Le Supertype II : réunit les types 1, 2, 5 et 8, dont le point commun est l'élévation du facteur Hypercommunalité, les autres facteurs étant moyens. Les types 1 et 5 ont le facteur Extraversion élevé, et le type 8 les facteurs Extraversion et Indépendance élevés. Pour tous ces types, l'élévation de l'échelle *Gi* permet de soupçonner la simulation. Les échelles les plus élevées sont en moyenne *Do*, *Gi*, *Re* et *Ac*. Ceci donne l'image d'une personne dominante, sérieuse et responsable.

Le Supertype III : réunit les types 4, 7, 10, 11 et 13 dont le point commun est un profil moyen. Les types 4, 7 et 9 ont les facteurs Extraversion et Hypercommunalité relativement élevés, le type 10 le facteur Extraversion relativement élevé, le type 11 le facteur Hypercommunalité relativement élevé et le type 13 le facteur Indépendance relativement élevé et le facteur Hypercommunalité très faible. Pour ce dernier type, les scores aux

TABLEAU XXVIII

MOYENNES (EN SCORES STANDARDS DE MOYENNE 50 ET DE SIGMA 10) DE CHAQUE TYPE AUX ÉCHELLES DU CPI POUR L'ÉCHANTILLON SUISSE

	TYPES 1	2	5	8	4	7	9	10	11	12	13	MOYENNE GÉNÉRALE
Do	66	60	68	70	62	70	69	68	54	49	38	59
Cs	57	61	66	69	58	68	64	65	52	54	54	58
Sy	60	50	66	55	59	71	65	69	53	48	42	55
Sp	49	41	52	53	56	65	57	65	46	51	57	52
Sa	55	47	61	46	52	66	64	66	53	47	47	53
Wb	57	61	58	63	57	58	57	57	54	43	5	50
Re	58	67	64	63	55	57	58	52	52	36	27	50
So	56	60	48	53	55	60	60	55	57	44	26	51
Sc	60	67	58	63	51	49	53	47	54	48	38	53
To	50	61	59	64	60	50	55	47	54	45	46	52
Gi	64	69	65	65	53	64	56	54	58	47	39	56
Cm	49	47	51	44	52	57	59	50	50	40	15	43
Ac	60	61	65	57	57	60	62	53	58	46	21	53
Ai	45	58	49	58	55	45	53	46	59	48	56	51
Ie	55	56	65	65	54	60	61	54	54	47	24	52
Py	55	59	54	70	57	56	54	60	51	47	52	54
Fx	42	40	46	53	48	45	36	46	44	54	72	48
Fe	55	56	48	46	42	44	56	44	55	54	51	51

TABLEAU XXIX

Moyenne (en notes factorielles de moyenne 50 et de sigma 10) de chaque type pour l'échantillon suisse

	Types											Moyenne générale
	1	2	5	8	4	7	9	10	11	12	13	
Extraversion	59	53	66	61	59	73	68	71	52	50	47	57
Hypercommunalité	61	67	63	65	56	61	60	54	57	43	19	53
Indépendance	48	56	53	65	57	49	49	50	53	48	59	52
Communalité	49	47	51	44	52	57	59	50	50	40	15	43
Féminité	55	56	48	46	42	44	56	44	55	54	51	51

échelles *Wb* et *Cm* sont très bas et permettent de soupçonner des réponses au hasard ou dans un sens contraire aux consignes données. Pour 2 de ces 7 types seulement, l'élévation de l'échelle *Gi* permet de soupçonner la simulation. Il n'y a pas d'échelles vraiment prédominantes, ce qui donne l'image d'une personnalité moyenne.

La moyenne des 50 protocoles trichés met en évidence la prédominance du facteur Extraversion, suivi du facteur Hypercommunalité et Indépendance. L'ordre de la susceptibilité des facteurs à la tricherie est le même que dans la première analyse, mais les différences sont beaucoup moins marquées. Les échelles les plus élevées sont *Do*, *Cs*, *Gi*, *Sy*, *Py*, *Ac*, *Sc* et *Sa*, ce qui correspond grossièrement à celles de la première analyse.

3. Correspondance entre les deux analyses de liaison.

A l'aide des prototypes de la première analyse inclus dans la seconde, il est possible de voir les équivalences et de faire des inférences sur les rôles assumés avec les instructions de tricherie dans une situation de sélection. Le tableau XXX met en relation les types de la première analyse et ceux de la seconde, ces derniers étant désignés par ′ (prime). Nous remarquons tout d'abord que les rôles « flexibilité » et « bonne impression » n'ont pratiquement pas été assumés

TABLEAU XXX

Correspondance entre la première et la deuxième analyse de liaison

1re analyse		Roles	2e analyse	
Supertypes	Types		Types	Supertypes
I	2	*Fx*	—	I′
I	3	*Gi*	—	I′
I	4	*Gi*	—	I′
I	6	*Fx*	—	I′
I	11	*Ie*	—	I′
III	1	*Do*	—	I′
III	9	*Do*	7′	III′
III	10	*Do*	—	I′
III	13	*Do*	10′	III′
III	14	*Do*	10′	III′
III	15	*Do*	10′	III′
III	16	*Fx*	12′	III′
III	17	*Do*	12′	III′
II	5	*Fx*	8′	II′
II	7	*Gi*	8′	II′
II	8	*Ie*	5′	II′
II	12	*Ie*	1′	II′
	—	—	2′	II′
	—	—	4′	III′
	—	—	9′	III′
	—	—	11′	III′
	—	—	13′	III′

dans la seconde analyse, les types 5 et 16 pouvant tout aussi bien être assimilés aux rôles « responsabilité » et « efficience intellectuelle », et le type 7 à efficience intellectuelle. Le supertype II′ correspond au rôle efficience intellectuelle et le supertype III′ à celui de « dominance », qui semblent avoir été les deux seules directions de tricherie. Ceci s'explique sans doute par les instructions données : il semble en effet logique, en situation de

sélection, de briguer soit plus de responsabilités techniques, soit plus de responsabilités de personnes, et par suite de vouloir apparaître comme efficace du point de vue intellectuel ou comme efficace du point de vue des relations interpersonnelles.

4. Simulation et structure factorielle.

Nous avons utilisé les 100 protocoles « simulés » et les 100 protocoles « honnêtes » de l'étude de Dicken, plus 19 protocoles « simulés » et 19 protocoles « honnêtes » de notre étude, soit 36 variables pour chaque sujet. Nous avons calculé les intercorrélations entre ces variables, analysé cette matrice en composantes principales soumises à des rotations analytiques (Varimax) aboutissant à 8 facteurs orthogonaux, expliquant respectivement 24, 20, 16, 13, 9, 7, 6 et 5 p. 100 de la variance des facteurs, ces derniers expliquant 77 p. 100 de la variance des tests. Les résultats sont consignés dans le tableau XXXI.

Nous allons essayer ci-dessous d'en donner une interprétation en notant ′ (prime) les variables issues de la simulation.

TABLEAU XXXI

ANALYSE FACTORIELLE DU CPI, AVEC DES INSTRUCTIONS STANDARDS ET DES INSTRUCTIONS DE SIMULATION (N = 119) (SATURATIONS × 100)

	ÉCHELLES	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	COMMUNALITÉ (h)
INSTRUCTIONS STANDARDS	1. *Do*	00	23	*81*	—02	—06	—08	—12	—17	76
	2. *Cs*	06	*41*	*72*	10	26	03	03	—15	79
	3. *Sy*	—03	18	*90*	01	—09	04	—04	07	85
	4. *Sp*	03	07	*83*	03	31	06	—12	04	81
	5. *Sa*	07	—11	*88*	03	—11	07	00	07	81
	6. *Wb*	—02	*84*	31	04	04	01	—23	08	86
	7. *Re*	22	*67*	11	17	—06	—06	31	—20	68
	8. *So*	—01	*62*	02	00	—39	—10	*43*	07	74
	9. *Sc*	11	*89*	—27	—12	—02	07	08	03	90
	10. *To*	27	*70*	34	05	30	13	07	06	80
	11. *Gi*	—10	*83*	—05	—14	—03	—02	—14	—08	74
	12. *Cm*	07	21	20	32	—*47*	—07	28	14	52
	13. *Ac*	11	*78*	33	00	—08	07	—02	—03	74
	14. *Ai*	22	*55*	14	07	*64*	11	16	00	83
	15. *Ie*	12	*64*	*51*	12	24	10	—07	12	78
	16. *Py*	05	*47*	26	—06	*49*	01	17	23	62
	17. *Fx*	—05	—12	10	11	*82*	14	04	12	75
	18. *Fe*	12	—04	—28	02	—02	—03	*84*	—04	81
SIMULÉES	19. *Do′*	*52*	02	—01	*49*	03	—*47*	—03	—11	75
	20. *Cs′*	*54*	08	07	*62*	10	11	08	—14	74
	21. *Sy′*	21	—05	—01	*83*	—02	01	06	08	75
	22. *Sp′*	—21	00	07	*80*	11	*43*	—03	—01	90
	23. *Sa′*	-21	—04	03	*78*	—03	00	—02	26	71
	24. *Wb′*	*77*	19	05	13	—03	04	-25	08	71
	25. *Re′*	*83*	—00	05	—13	12	—05	15	08	76
	26. *So′*	*78*	—12	00	—07	—21	—08	13	25	76
	27. *Sc′*	*80*	15	—02	—49	06	10	07	—03	93
	28. *To′*	*81*	15	17	09	08	33	06	00	83
	29. *Gi′*	*82*	12	—03	—28	—05	-18	07	—17	85
	30. *Cm′*	27	—07	—03	18	01	—16	—01	*75*	70
	31. *Ac′*	*85*	10	02	09	04	—05	14	10	78
	32. *Ai′*	*52*	15	13	00	26	*65*	—11	04	82
	33. *Ie′*	*71*	13	00	*40*	09	28	—02	13	80
	34. *Py′*	*50*	18	—09	05	*39*	23	-10	—33	62
	35. *Fx′*	—03	07	—03	23	17	*80*	—01	—28	80
	36. *Fe′*	31	—01	—03	—56	—02	21	*42*	26	76

Facteur I : Conformité (simulation). Les échelles les plus saturées sont *Ac'*, *Re'*, *Gi'*, *To'*, *Sc'*, *So'*, *Wb'*, *Ie'*, *Cs'*, *Do'*, *Ai'* et *Py'*. Ce facteur est comparable au facteur I (Hypercommunalité), de l'analyse factorielle sur les protocoles en situation de sélection, mais plus étendus. C'est une sorte de « facteur général » de simulation.

Facteur II : Conformité (honnête). Les échelles les plus saturées sont *Sc*, *Gi*, *Wb*, *Ac*, *To*, *Re*, *Ie*, *So*, les échelles *Ai*, *Cs* et *Py* présentant également des saturations élevées. Il correspond au facteur I (Hypercommunalité), mais sa structure en est moins nette et se rapproche assez du facteur précédent.

Facteur III : Extraversion (honnête). Les échelles les plus saturées sont *Sy*, *Sa*, *Sp*, *Do*, *Cs*, l'échelle *Ie* présentant également une saturation élevée. Il correspond exactement au facteur II (Extraversion).

Facteur IV : Extraversion (simulation). Les échelles les plus saturées sont *Sy'*, *Sp'*, *Sa'*, *Cs'* et *Do'*, l'échelle *Ie'* présentant également une saturation élevée. Il correspond exactement au facteur II (Extraversion), les échelles *Do* et *Cs* présentant des saturations plus faibles.

Facteur V : Indépendance (honnête). Les échelles les plus saturées sont *Fx*, *Py* et *Ai*, l'échelle *Cm* et *Py'* y étant négativement saturées. Il correspond assez étroitement au facteur III (Indépendance), l'échelle *To* n'apparaissant plus, et se rapproche du facteur III de l'analyse de Nichols et Schnell.

Facteur VI : Indépendance (simulation). Les échelles les plus saturées sont *Fx'*, *Ai'*, *Sp'* et *Do'* (négatif). Il correspond assez étroitement au facteur III (Indépendance) bien qu'étant plus restreint.

Facteur VII : Féminité (honnête et simulation). Les échelles les plus saturées sont *Fe* et *Fe'*, l'échelle *So* présentant également des saturations élevées. Il correspond exactement au facteur V (Féminité) et c'est le seul facteur qui réunisse des variables honnêtes et simulées.

Facteur VIII : Communalité (simulation). L'échelle la plus saturée est *Cm'*. Il correspond exactement au facteur IV (Communalité).

A l'issue de cette analyse, nous pouvons faire deux constatations. La première est que la simulation ne modifie guère la structure factorielle du CPI. Elle a simplement pour effet d'accroître l'importance du premier facteur et de réduire les autres, principalement le facteur indépendance. Ces résultats sont tout à fait comparables à ceux trouvés avec le MMPI (Cardinet et Hunt, 1955). La seconde est que les variables simulées et les variables honnêtes ne se situent pas sur les mêmes facteurs. Les structures, pour la situation honnête et pour la situation simulée, prises séparément sont comparables, mais chaque facteur honnête est indépendant du facteur simulé correspondant. Ceci met en évidence l'importance prépondérante de l'attitude prise lors de la passation du questionnaire. Il semble même qu'il existe plusieurs attitudes indépendantes : en effet, l'existence de plusieurs facteurs de tricherie prouve que l'on peut élever son score dans un facteur indépendamment de ses scores dans les autres facteurs. Ce résultat confirme les conclusions de l'analyse typologique, effectuée sur les mêmes données, où il apparaissait que l'on ne pouvait pas influencer une échelle isolément, mais que l'on pouvait modifier un groupe d'échelles correspondant à un même facteur.

La présence dans un même facteur, de l'échelle *Fe* honnête et simulée, laisse supposer que cette variable n'est pas influencée par l'attitude prise et doit être en forte corrélation d'une passation à l'autre. Pour le vérifier, nous avons extrait de la matrice d'intercorrélations, les corrélations pour chaque échelle entre les deux situations : honnête et simulée. Les résultats sont consignés dans le tableau XXXII. Nous remarquons que ce sont surtout les variables du facteur « Indépendance » qui sont en fortes

TABLEAU XXXII

CORRÉLATION ENTRE PASSATION SOUS DES INSTRUCTIONS STANDARDS ET SIMULÉES POUR CHACUNE DES ÉCHELLES DU CPI (N = 119) (× 100)

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*
13	26	03	17	11	25	26	13	30	51	07	21	21	45	32	31	25	28

corrélations, en particulier *To* et *Ai*, et que *Fe* ne présente qu'une corrélation moyenne. La présence de *Fe* et *Fe'* dans un facteur s'explique plus par l'absence de relations entre ces variables et les autres variables que par leurs relations réciproques. Les relations trouvées, entre passation honnête et simulée, permettent de penser que l'échelle *Ai* peut être interprétée avec prudence lorsque l'on soupçonne la simulation, tandis que les autres échelles, bien qu'en corrélations, augmentent leurs moyennes de façon trop sensible pour que l'on puisse en tenir compte.

VI. DÉTECTION DE LA SIMULATION

1. Méthodes.

Deux méthodes ont été proposées pour détecter les tricheurs : la première, utilisée par Gough ou Wiggins, consiste à contraster les réponses au questionnaire rempli sous des instructions standards et sous des instructions de simulation, pour en extraire les items les plus susceptibles à la tricherie; la seconde préconisée par Norman (1963) nécessite d'avoir un critère de validation et consiste à choisir des items valides, de popularité égale dans les deux situations : honnête et simulée. La variance des notes simulées étant plus faible que celle des notes honnêtes, les scores des sujets extrêmes à l'échelle ainsi développée peuvent être utilisés comme indications valides, les scores moyens pouvant indiquer la tricherie ou l'honnêteté. L'utilité pratique de cette procédure dépend directement du rapport de sélection et ne peut s'appliquer à notre cas. Nous avons donc utilisé l'échelle *Gi*, comme indice de tricherie, et essayé de développer 3 autres méthodes : la distance, l'image et les fonctions discriminantes.

La première méthode utilise la distance de Mahalanobis (D^2) (Rao, 1952) dont la formule est $D^2 = X_i' D^{-1} X_i$, où X_i est le vecteur des différences de la moyenne et D la matrice de variance-covariance. Cette statistique est liée au problème de la discrimination des groupes et est fonction du chevauchement des groupes dans l'espace multidimensionnel des tests. Dans le cas de la comparaison des scores d'un sujet et de la moyenne générale d'un groupe, elle est fonction de la densité des sujets au point de l'espace déterminé par les scores du sujet que l'on compare. On peut donc penser qu'une grande distance signifie une configuration rare de notes, et que les protocoles simulés se trouveront dans des points de l'espace où figurent peu de protocoles normaux. Cependant, les protocoles rares (réponses au hasard, ou profil inhabituellement mauvais) peuvent également donner de grandes distances.

La deuxième méthode utilise la notion « d'image ». L'« image » d'un test, d'une échelle, est la prédiction de ce test ou échelle à partir des autres échelles ou tests. La formule pour le calcul des images est $pj = \sum_{K=1}^{n} W_{jk} Z_k$, où pj est l'image de l'échelle j, n le nombre de tests, W_{jk} la matrice des coefficients de régression standardisés pour prédire le test j à partir des tests k et Z les scores au K échelles en notes standards de moyenne 0 et de sigma 1. On calcule W_{jk} à partir de la formule $W_{jk} = I - S^2 R^{-1}$, où I est une matrice unité, R la matrice de corrélation entre les échelles et $S^2 = (\text{diag } R^{-1})^{-1}$. Le tableau XXXIII

TABLEAU XXXIII

MATRICE DES COEFFICIENTS DE RÉGRESSION (EN LIGNES × 1 000) POUR LE CALCUL DES IMAGES DE CHAQUE ÉCHELLE A PARTIR DES n—1 AUTRES ET CORRÉLATIONS MULTIPLES OBTENUES (× 1 000)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
000	170	142	—017	321	111	297	—073	—263	018	155	—009	115	—060	—010	022	—078	—062	1 *Do*
150	000	125	239	086	—028	058	—082	—042	189	194	—017	044	025	125	017	078	006	2 *Cs*
117	116	000	280	284	—107	—026	039	—181	077	311	059	099	—152	111	—040	028	—061	3 *Sy*
—013	212	268	000	135	147	—213	020	—271	217	—129	—023	—029	032	081	082	128	—055	4 *Sp*
304	092	327	162	000	—047	—067	—021	—211	—141	002	013	106	072	030	—028	—053	052	5 *Sa*
083	—023	—097	140	—037	000	—047	103	313	250	158	111	142	—062	144	—013	—041	—101	6 *Wb*
262	058	—028	—240	—062	—056	000	128	108	176	102	141	135	114	062	—002	016	130	7 *Re*
—100	—128	065	035	—031	189	199	000	308	021	—120	017	145	—061	088	—075	—094	058	8 *So*
—105	—019	—088	—138	—089	167	049	090	000	130	478	005	131	067	—009	062	005	017	9 *Sc*
011	131	058	171	—092	206	122	009	199	000	—002	006	—016	306	056	051	064	—004	10 *To*
089	126	216	—094	001	121	066	—050	685	—002	000	—175	042	—102	—054	—023	—044	039	11 *Gi*
—016	—033	123	—049	024	255	274	022	023	017	—524	000	072	—075	125	—067	—170	078	12 *Cm*
093	040	098	—030	091	154	124	086	266	—022	059	034	000	113	138	007	—100	025	13 *Ac*
—054	026	—167	037	069	—075	117	—040	151	451	—162	—040	126	000	164	085	220	016	14 *Ai*
—009	135	137	098	030	183	066	061	—022	087	—089	070	162	173	000	134	—042	—000	15 *Ie*
033	029	—074	160	—045	—026	—003	—084	236	128	—062	—060	013	144	215	000	054	—070	16 *Py*
—112	126	049	234	—081	—079	025	—099	018	149	—111	—142	—176	349	—064	051	000	060	17 *Fx*
—112	011	—135	—127	101	—246	267	077	078	—012	123	083	057	031	—001	—083	076	000	18 *Fe*

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	
751	784	801	812	766	821	784	634	909	856	866	501	804	778	765	576	611	454	corrélation multiple

reporte les coefficients de régression pour prédire chaque échelle à partir des n—1 autres échelles, ainsi que la corrélation multiple obtenue. L'hypothèse est que certaines échelles étant plus susceptibles que d'autres à la simulation, les scores à ces échelles seront supérieurs à ceux prédits à partir des n—1 autres. Nous n'avons utilisé que les prédictions pour les échelles *Do* et *Gi*, qui sont les plus susceptibles à la tricherie. Cependant, un grand nombre d'échelles étant également susceptibles à la simulation, leur élévation risque de masquer les différences, aussi nous avons également calculé l'image de *Do* et *Gi* à partir des échelles les moins susceptibles à la tricherie dans chacun des facteurs, à savoir *Sp*, *Sa*, *So*, *Sc*, *Cm*, *Ai*, *Fx* et *Fe*. Le tableau XXXIV reporte les coefficients utilisés dans ce cas. Les corrélations multiples, utilisant toutes les variables sont suffisamment élevées pour permettre une prédiction précise, tandis que dans le second cas, seule l'échelle *Gi* est prédite avec suffisamment de précision.

TABLEAU XXXIV

MATRICE DES COEFFICIENTS DE RÉGRESSION (EN LIGNES × 100) POUR LE CALCUL DES IMAGES DE *Do* ET *Gi* A PARTIR DES ÉCHELLES LES MOINS SUSCEPTIBLES A LA TRICHERIE ET CORRÉLATION MULTIPLE (× 1 000)

	Sp	*Sa*	*So*	*Sc*	*Cm*	*Ai*	*Py*	*Fe*	CORRÉLATION MULTIPLE	
1. *Do*	138	561	—003	238	049	050	—111	—041	402	*Do*
2. *Gi*	063	217	—019	902	—139	—091	—065	023	679	*Gi*

La troisième utilise les fonctions discriminantes. Cette technique sert à classer des sujets dans des catégories qualitatives (Rao, 1952) sur la base des notes obtenues par ces sujets. Ceci revient à comparer pour chaque sujet les probabilités qu'il a d'appartenir à chacune de ces catégories, en comparant son profil de notes personnelles à chacune des constellations typiques de ces groupes. On ne retient ensuite pour l'attribution que celles pour lesquelles cette probabilité d'appartenance est la plus élevée. Le calcul des scores discriminants se fait en multipliant chacune des notes du sujet par une série de coefficients que nous appellerons « fonction discriminante ». Dans le cas de deux groupes, tricheurs et honnêtes, une seule fonction discriminante suffit et le calcul des coefficients se ramène au calcul des coefficients de régression multiple à partir des corrélations point bisériales entre échelles et appartenance à un groupe : tricheur ou honnête. Cette technique utilisant toute l'information contenue dans le profil des notes devrait permettre une meilleure détection que celle fondée sur la seule échelle *Gi*. Nous avons calculé des fonctions discriminantes entre les protocoles trichés de notre échantillon et 908 protocoles passés en situation de sélection. Cependant, notre échantillon contenant des protocoles douteux et les protocoles

TABLEAU XXXV

MOYENNES DES GROUPES AYANT SERVI AU CALCUL DES FONCTIONS DISCRIMINANTES POUR LA DÉTECTION DES TRICHEURS

	TRICHEURS AMÉRICAINS (N=100)	TRICHEURS SUISSES (N=50)	SITUATION DE SÉLECT. (N=908)	HONNÊTES AMÉRICAINS (N=100)
Do	35,91	31,76	27,27	26,91
Cs	24,34	21,54	18,40	19,94
Sy	30,14	24,74	22,39	24,06
Sp	35,37	31,18	29,87	35,75
Sa	22,97	20,60	19,40	21,59
Wb	40,59	38,00	37,99	35,45
Re	35,24	30,22	29,99	29,05
So	39,94	36,72	36,25	34,79
Sc	36,18	35,94	33,92	26,87
To	25,37	21,68	20,82	21,48
Gi	30,70	27,48	23,89	16,36
Cm	24,31	22,82	24,41	25,02
Ac	33,42	29,90	28,59	26,52
Ai	19,19	18,30	17,96	19,63
Ie	42,55	38,54	37,72	38,08
Py	12,68	12,02	10,99	10,95
Fx	6,53	5,92	6,43	10,09
Fe	18,21	19,08	18,71	19,45

TABLEAU XXXVI

FONCTIONS DISCRIMINANTES A APPLIQUER AUX SCORES BRUTS POUR LA DÉTECTION DES TRICHEURS

1. Calculées à partir des protocoles suisses
2. Calculées à partir des protocoles américains
3. Calculées à partir des protocoles américains et suisses

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*
1	.1107	.1531	.0232	—.0095	—.0619	—.0898	—.0782	.0375	.0555	—.0372	.0051	—.1242	—.0160	.0176	—.0236	.0851	—.0642	.0569
2	.0570	.1744	.4040	—.1850	.1206	—.1430	.1801	.0150	.0692	.0420	.2120	—.9014	—.0552	—.4706	.1833	.1442	—.3078	—.0978
3	.1441	.1939	.0231	—.0091	—.1109	—.1416	—.1178	.0449	.0658	—.0305	.0238	—.1183	—.0266	.0306	—.0137	.1026	—.0981	.0760

terme de correction à soustraire

1	1.3422
2	—6.5570
3	0.6875

passés en situation de sélection contenant certainement des protocoles trichés, nous avons calculé des fonctions discriminantes entre les protocoles simulés et honnêtes de l'étude de Dicken. Cependant, l'échantillon honnête de l'étude de Dicken ayant des scores nettement plus bas que l'échantillon de standardisation américain, nous avons également calculé des fonctions discriminantes entre les protocoles simulés de l'étude de Dicken et les protocoles passés en situation de sélection. Les moyennes de chaque groupe figurent dans le tableau XXXV et les fonctions discriminantes à appliquer aux scores bruts figurent dans le tableau XXXVI.

2. Validation des méthodes de détection.

1. *Problème du point de coupure.*

Chacune des méthodes envisagées pose le problème du point de coupure qui nécessite de connaître le pourcentage de personnes susceptibles de tricher dans les situations de sélection. Il n'est pas possible de le connaître avec certitude et on ne peut qu'essayer de l'estimer. Une étude de Rimland (1962) aborde ce problème en demandant à des étudiants quelle serait leur attitude s'ils devaient répondre à un questionnaire de personnalité, en situation de sélection. Deux échantillons de 155 et 158 personnes ont renvoyé le questionnaire, les premiers en signant leurs réponses, les seconds en restant anonymes. L'accord entre les réponses données est grand : pour les deux échantillons environ trois quarts des étudiants déclarent qu'ils répondraient avec une complète franchise ou tout au moins sans distorsions systématiques, 20 p. 100 déclarent qu'ils essayeraient de donner la meilleure image d'eux-mêmes sans toutefois exagérer et les 5 p. 100 restant n'hésiteraient pas à donner des réponses complètement fausses pour influencer la décision. On peut donc estimer le pourcentage de tricheurs entre 20 et 25 p. 100 de ceux soumis à cette procédure.

Nous avons appliqué les différentes procédures de détection : échelle *Gi*,

distance, différence entre le score réel aux échelles *Do* et *Gi* et la prédiction à partir des 17 autres échelles ou des 8 échelles les moins susceptibles à la tricherie, et les 3 jeux de fonctions discriminantes, aux 908 protocoles du CPI passés en situation de sélection. Nous avons calculé la moyenne et le sigma de ces résultats et ajouté à ces moyennes 0,85 sigma. Nous avons vérifié que le nombre de protocoles qui se situent au-delà de cette coupure était compris entre 20 et 25 p. 100 en ajustant éventuellement cette correction par approximations successives. Les corrections à effectuer de façon à ce que les sujets soupçonnés de tricherie aient des scores supérieurs ou égaux à zéro sont les suivantes : pour l'échelle *Gi* = —28,50, pour la 1/2 distance $\left(\frac{1}{2}\sqrt{D^2}\right) = -2.3856$ pour la différence entre les scores aux échelles *Do* et *Gi* et leurs prédictions à partir des 17 autres échelles, respectivement —0,5608 et —0,6671, pour la différence entre ces échelles et leurs prédictions à partir des 8 échelles les moins influencées par la tricherie, respectivement —0,6567 et —0,4699, pour le score discriminant calculé à partir des fonctions discriminantes de l'échantillon suisse +1.3043, pour celui calculé à partir des fonctions discriminantes de l'échantillon américain +2.1301 et pour celui calculé à partir des fonctions discriminantes de l'échantillon croisé américain-suisse +1.7172. Ces corrections permettent de soupçonner 24 p. 100 de l'ensemble des 908 protocoles à l'aide de l'échelle *Gi*, 21 p. 100 à l'aide de la distance, 20 p. 100 pour les différences entre les scores aux échelles *Do* et *Gi* et leurs prédictions à partir de 17 autres échelles ou des 8 échelles les moins susceptibles, 20 p. 100 pour les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse et pour celles calculées sur l'échantillon croisé américain-suisse et 21 p. 100 pour les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain. Nous avons appliqué ces 9 méthodes avec les corrections, à l'échantillon des tricheurs suisses et à l'échantillon américain, pour en vérifier la validité.

2. *Validité des méthodes de détection pour l'échantillon suisse.*

Pour les 50 protocoles trichés, les résultats sont les suivants : l'échelle *Gi* en détecte 46 p. 100, la distance 22 p. 100, la différence entre le score réel à l'échelle *Do* et celui prédit à partir des 17 autres échelles 2 p. 100, celle pour l'échelle *Gi* 10 p. 100, la différence entre le score à l'échelle *Do* et celui prédit à partir des 8 échelles les moins susceptibles 4 p. 100, celle pour l'échelle *Gi* 16 p. 100, les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse 76 p. 100, celles calculées sur l'échantillon américain 60 p. 100 et celles calculées sur l'échantillon croisé américain-suisse 58 p. 100.

Les méthodes, distance et différences entre les scores réels et prédits aux échelles *Do* et *Gi*, que ce soit à partir des 17 autres échelles ou des 8 échelles les moins susceptibles, ne fournissent pas un moyen adéquat pour la prédiction des tricheurs. Les autres méthodes, échelle *Gi* et fonctions discriminantes, aboutissent à des résultats plus satisfaisants.

Nous avons calculé des coefficients d'accord de Cohen et des coefficients Phi entre appartenance réelle au groupe des tricheurs et des non tricheurs et attribution à ces groupes, en prenant pour base 100 sujets dans chacun des deux groupes et les pourcentages de détection signalés précédemment. Les résultats sont consignés dans le tableau XXXVII. On doit faire remarquer que les coefficients sont sous-estimés, du fait que notre échantillon de tricheurs contient des sujets qui semblent n'avoir pas ou mal triché, et que celui des non tricheurs contient sans doute des sujets qui ont triché puisqu'ils se trouvaient en situation de sélection. En ce qui concerne l'échelle *Gi*, il s'agit d'une contre-validation, de même que pour les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain, tandis que pour celles calculées sur l'échantillon suisse il s'agit de validation, la situation étant intermédiaire pour celles calculées sur l'échantillon croisé américain-suisse.

Comme l'on pouvait s'y attendre, les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse sont supérieures aux

TABLEAU XXXVII

VALIDITÉ DES DIFFÉRENTES MÉTHODES DE DÉTECTION DES TRICHEURS POUR L'ÉCHANTILLON SUISSE
(T = tricheurs, NT = non tricheurs)

Échelle *Gi*

appartenance prédite \ appartenance réelle	T	NT	
T	46	24	70
NT	54	76	130
	100	100	200

Co = .220
Phi = .231

Fonctions discriminantes (échantillon suisse)

appartenance prédite \ appartenance réelle	T	NT	
T	76	20	96
NT	24	80	104
	100	100	200

Co = .560
Phi = .560

Fonctions discriminantes (échantillon américain)

appartenance prédite \ appartenance réelle	T	NT	
T	60	21	81
NT	40	79	119
	100	100	200

Co = .390
Phi = .397

Fonctions discriminantes (échantillons croisés)

appartenance prédite \ appartenance réelle	T	NT	
T	58	20	78
NT	42	80	122
	100	100	200

Co = .380
Phi = .390

autres procédures. Les deux autres jeux de fonctions discriminantes sont à peu près équivalents, l'échelle *Gi* venant en dernier. Ceci confirme l'hypothèse émise auparavant sur la supériorité des méthodes utilisant toute l'information contenue dans les profils des sujets, sur celles n'utilisant qu'une échelle, bien que cette supériorité soit relativement modeste et que ces résultats confirment la valeur de l'échelle *Gi*.

3. *Validation sur l'échantillon américain.*

Les résultats pour les 100 protocoles « simulés » et les 100 protocoles « honnêtes » américains sont les suivants : la distance classe correctement 20 p. 100 des tricheurs et 30 p. 100 des non tricheurs, la différence entre le score à l'échelle *Do* et celui prédit à partir de 17 autres échelles 5 p. 100 des tricheurs et 74 p. 100 des non-tricheurs, celle à l'échelle *Gi* 6 p. 100 des tricheurs et 99 p. 100 des non-tricheurs, la différence entre le score à l'échelle *Do* et celui prédit à partir des 8 échelles les moins susceptibles 2 p. 100 des tricheurs et 67 p. 100 des non-tricheurs, celle à l'échelle *Gi* 5 p. 100 des tricheurs et 54 p. 100 des non-tricheurs. Ces résultats confirment les résultats précédents, à savoir que ces méthodes sont inadéquates. Cependant, on peut faire l'hypothèse que la distance, si elle ne permet pas de déterminer les protocoles trichés, permet de repérer des protocoles invalides. Ceci irait dans le sens de l'hypothèse de déviation de Berg, toute déviation excessive par rapport aux normes étant en rapport avec des caractéristiques déviantes de la personnalité. Nous conserverons cette méthode, dans la suite de cette étude, pour essayer d'en évaluer l'utilité.

Les résultats concernant l'échelle *Gi* et les trois jeux de fonctions discriminantes, sont consignés dans le tableau XXXVIII. Nous avons calculé pour chacune des méthodes, des coefficients d'accord de Cohen et des coefficients Phi. On doit faire remarquer que, pour l'échelle *Gi* et les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse, il s'agit de contre-validation, tandis que pour les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain il s'agit de validation, la situation étant intermédiaire

TABLEAU XXXVIII

VALIDITÉ DES DIFFÉRENTES MÉTHODES DE DÉTECTION DES TRICHEURS POUR L'ÉCHANTILLON AMÉRICAIN
(T = tricheurs, NT = non tricheurs)

appartenance réelle

appartenance prédite	T	NT	
T	66	3	69
NT	34	97	131
	100	100	200

Échelle *Gi*

Co = .630
Phi = .654

appartenance réelle

appartenance prédite	T	NT	
T	73	10	83
NT	27	90	117
	100	100	200

Fonctions discriminantes
(échantillon suisse)
Co = .630
Phi = .639

appartenance réelle

appartenance prédite	T	NT	
T	76	4	80
NT	24	96	120
	100	100	200

Fonctions discriminantes
(échantillon américain)
Co = .720
Phi = .729

appartenance réelle

appartenance prédite	T	NT	
T	94	30	124
NT	6	70	76
	100	100	200

Fonctions discriminantes
(échantillons croisés)
Phi = .659
Co = .640

pour celles calculées sur l'échantillon croisé américain-suisse.

Comme on pouvait s'y attendre, les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain aboutissent à la meilleure prédiction. Les trois autres procédures sont à peu près équivalentes. Les coefficients trouvés sont nettement supérieurs à ceux de la validation sur les protocoles suisses. Ceci s'explique parce que, dans ce cas, la situation est plus nettement tranchée, les protocoles américains « honnêtes » et « simulés » étant plus différenciés, les moyennes des premiers étant inférieures aux normes habituelles (en particulier celle à l'échelle *Gi*) et celles des seconds plus proches de ce que l'on attend des tricheurs si l'on se réfère aux données du Manuel du CPI. Cette impression, concernant les échantillons des tricheurs américains et suisses, est confirmée par les calculs antérieurs : corrélations entre pourcentage de réponses et désirabilité sociale, analyses typologiques des sujets. Une autre façon d'étayer cette impression est de comparer le pourcentage de réponses données par chacun des échantillons aux items de l'échelle *Gi*, avec celui donné par l'échantillon des personnes ayant répondu au questionnaire en situation de sélection. Les résultats des différences entre pourcentage sont consignés dans le tableau XXXIX. Nous avons utilisé cette statistique simple, Engelhart (1965) ayant montré qu'elle était aussi efficace que les coefficients tétrachorique, Phi, bissérial, etc., pour la détection des items non discriminatifs. Pour l'échantillon américain, 27 items sur 40 présentent des différences supérieures à 10 p. 100 et 8 supérieures à 30 p. 100 et vont dans le sens escompté, tandis que pour l'échantillon des tricheurs suisses 15 items sur 40 seulement présentent des différences supérieures à 10 p. 100 1 seulement étant supérieur à 30 p. 100.

4. *Comparaison des différentes méthodes.*

Pour essayer de faire un choix entre les différentes méthodes, nous avons effectué la moyenne des coefficients d'accord et la moyenne des coefficients Phi, pour les deux validations, correspondant aux échantillons américains et suisses; les trois jeux de fonctions discriminantes deviennent plus comparables,

TABLEAU XXXIX

DIFFÉRENCES ENTRE LES POURCENTAGES DE RÉPONSE « VRAI » AUX ITEMS DE L'ÉCHELLE *Gi* POUR LES PROTOCOLES RÉPONDUS AVEC DES CONSIGNES DE TRICHERIE ET DE SIMULATION ET CEUX RÉPONDUS EN SITUATION DE SÉLECTION

N° DES ITEMS DE L'ÉCHELLE *Gi*	DIRECTION DU SCORING	DIFFÉRENCE ENTRE % DE RÉPONSE « VRAI », ÉCHANTILLON TRICHEURS SUISSES ET % DE RÉPONSE CPI EN SITUATION DE SÉLECTION	DIFFÉRENCE ENTRE % DE RÉPONSE « VRAI », ÉCHANTILLON TRICHEURS AMÉRICAINS ET % DE RÉPONSE EN SITUATION DE SÉLECTION
10	F	— 7	—22
14	V	0	— 3
30	F	— 2	+12
34	F	—14	—27
38	F	—27	—44
42	F	+ 8	+13
44	F	— 7	—16
48	F	— 6	—44
56	F	—11	—14
66	F	—25	—32
70	F	— 1	—18
78	F	0	+ 8
81	F	— 7	—11
91	F	—24	—20
101	F	+ 1	— 1
103	V	+12	+42
109	F	—21	—29
120	F	—18	—19
127	V	—12	+ 4
133	V	+11	+27
140	V	+ 8	+18
150	F	— 8	—29
153	F	—15	—22
159	F	— 9	—20
165	V	— 6	+35
170	F	— 6	— 2
178	F	—11	—41
195	V	— 2	0
203	F	0	+ 4
207	F	—20	—35
222	V	+ 2	+16
231	F	— 4	+ 9
238	F	—14	—36
248	F	— 8	—40
254	V	+23	+ 7
262	F	— 5	—13
268	F	— 3	0
275	F	— 4	— 4
289	F	—32	—18
293	F	— 6	— 7

chaque moyenne portant sur une validation et une contre-validation. Seule l'échelle *Gi* est sous-estimée parce que, dans ce cas, la moyenne porte sur deux contre-validations.

Les résultats sont consignés dans le tableau XL. Les trois jeux de fonctions discriminantes fournissent des résultats assez proches, l'avantage revenant à celles calculées sur l'échantillon suisse. L'échelle *Gi*, bien que légèrement inférieure aux procédures précédentes, abou-

TABLEAU XL

MOYENNE DES VALIDITÉS TROUVÉES DANS LES DEUX ÉCHANTILLONS

	ÉCHELLE *Gi*	PRÉDICTION PAR FD SUISSE	PRÉDICTION PAR FD AMÉRICAIN	PRÉDICTION PAR FD CROISÉS
Co	.425	.595	.555	.510
Phi	.443	.599	.563	.525

tit à des résultats satisfaisants qui confirment son utilité pratique.

Nous avons étudié l'accord existant entre les attributions par les différentes méthodes aux groupes des tricheurs et des honnêtes. Ceci a été fait séparément pour l'échantillon suisse et pour l'échantillon américain.

Nous avons calculé des coefficients d'accord de Cohen, des coefficients Phi et fait la moyenne pour chaque échantillon. Les résultats sont consignés dans les tableaux XLI, XLII et XLIII.

Les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain donnent des attributions très proches de celles calculées sur l'échantillon suisse, et de celles fondées sur le score à l'échelle *Gi*. Ces trois procédures attribuent à peu près les mêmes personnes aux deux catégories « tricheurs » et « honnêtes », surtout en ce qui concerne l'échantillon américain. Les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon croisé, tricheur américain-tout venant suisse, ne sont proches que de celles calculées sur l'échantillon américain.

Nous utiliserons, pour la suite de cette étude, l'échelle *Gi* et les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse, ces dernières étant en moyenne plus valides et les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon américain apportant peu d'information supplémentaire par rapport aux deux procédures précédentes.

TABLEAU XLI

ÉTUDE DE L'ACCORD ENTRE LES DIFFÉRENTES MÉTHODES DE DÉTECTION POUR LA PRÉDICTION DES TRICHEURS DANS L'ÉCHANTILLON DE TRICHEURS SUISSES
(T = tricheurs, NT = non tricheurs)

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FDS		T	NT	
	T	84	68	152
	NT	8	40	48
		92	108	200

Co = .255
Phi = .331

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FS US		T	NT	
	T	80	40	120
	NT	12	68	80
		92	108	200

Co = .490
Phi = .508

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FD X		T	NT	
	T	72	44	116
	NT	20	64	84
		92	108	200

Co = .347
Phi = .379

appartenance prédite par FDS

appartenance prédite par FD US		T	NT	
	T	112	8	120
	NT	40	40	80
		152	48	200

Co = .467
Phi = .497

appartenance prédite par FDS

appartenance prédite par FD X		T	NT	
	T	92	24	116
	NT	60	24	84
		152	48	200

Co = .087
Phi = .091

appartenance prédite par FD US

appartenance prédite par FD X		T	NT	
	T	100	16	116
	NT	20	64	84
		120	80	200

Co = .500
Phi = .629

TABLEAU XLII

ÉTUDE DE L'ACCORD ENTRE LES DIFFÉRENTES MÉTHODES DE DÉTECTION POUR LA PRÉDICTION DES TRICHEURS DANS L'ÉCHANTILLON AMÉRICAIN (TRICHEURS ET HONNETES) (T = tricheurs, NT = non tricheurs)

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FD S	T	NT	
T	61	22	83
NT	8	109	117
	69	131	200

Co = .700
Phi = .691

appartenance prédite par FDS

appartenance prédite par FD US	T	NT	
T	69	10	79
NT	13	108	121
	82	118	200

Co = .750
Phi = .761

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FD US	T	NT	
T	61	18	79
NT	8	113	121
	69	131	200

Co = .735
Phi = .726

appartenance prédite par FDS

appartenance prédite par FD X	T	NT	
T	77	48	125
NT	5	70	75
	82	118	200

Co = .500
Phi = .541

appartenance prédite par *Gi*

appartenance prédite par FD X	T	NT	
T	65	60	125
NT	4	71	75
	69	131	200

Co = .407
Phi = .475

appartenance prédite par FD US

appartenance prédite par FD X	T	NT	
T	76	49	125
NT	3	72	75
	79	121	200

Co = .509
Phi = .563

TABLEAU XLIII

MOYENNES POUR LES DEUX ÉCHANTILLONS DES INDICES D'ACCORD (COEFFICIENT DE COHEN (Co) ET COEFFICIENT PHI) POUR LES DIFFÉRENTES MÉTHODES DE DÉTECTION POUR LA PRÉDICTION DES TRICHEURS

	Gi FD S	FD US	FD X
Gi	.477	.612	.377
FDS		.608	.294
FD US			.504
FD X			

Co

	Gi FD S	FD US	FD X
Gi	.511	.617	.417
FDS		.629	.316
FD US			.596
FD X			

Phi

3. Tricherie et éléments de la situation de sélection.

Notre échantillon de 908 protocoles passés en situation de sélection, provient de deux sources : plus de 800 sont issus d'examens de sélection passés dans un service psychologique rattaché à une grande entreprise, tandis que les autres sont issus d'examens de sélection passés dans un office psychologique privé. Dans le premier cas, les consignes du CPI étaient lues par le psychologue, de façon standardisée, et en insistant sur les possi-

bilités de détection des tricheurs. Dans le second cas, le questionnaire de personnalité était présenté de façon beaucoup plus souple, en essayant de rassurer le sujet sur l'utilisation qui en serait faite, ainsi que la place qui serait accordée à ces résultats dans la procédure complète de l'examen.

On peut penser que les différences dans les deux situations peuvent entraîner des attitudes différentes de la part des sujets. Le fait d'être examiné dans un service directement rattaché à une entreprise a sans doute pour effet d'augmenter la tendance à se montrer sous un jour favorable, tandis que le fait d'insister sur les possibilités de détection essaye de contre-balancer cette tendance. La question que nous nous posons est la suivante : le fait d'insister sur les possibilités de détection arrive-t-il à contre-balancer efficacement la position, interne ou externe à l'entreprise, du service qui examine? Notre hypothèse est que la position du service joue un rôle prépondérant.

Pour essayer d'y répondre, nous avons choisi deux groupes professionnels ayant suffisamment de sujets dans l'une et l'autre des situations : des cadres et des vendeurs. Nous avons trouvé 31 cadres moyens (15) et supérieurs (16), ayant été examinés par le service privé et 32 vendeurs (représentants et collaborateurs commerciaux). Nous avons tiré au hasard le même nombre de cadres moyens, supérieurs et de vendeurs, de l'échantillon de sujets examinés par le service rattaché à l'entreprise. Nous avons calculé la valeur du t de Student, entre chacune des échelles et pour chacune des situations. Les résultats sont consignés dans le tableau XLIV. En ce qui concerne les cadres, ce sont les échelles du facteur hyperconformité qui diffèrent significativement, tandis que pour les vendeurs ce sont celles du facteur extraversion les

TABLEAU XLIV

MOYENNES ET SIGMA DES DEUX ÉCHANTILLONS AYANT PASSÉ LE CPI DANS UN SERVICE RATTACHÉ A UNE ENTREPRISE (INDUSTRIE) ET DANS UN SERVICE PRIVÉ (PRIVÉ) ET ÉPREUVE t DE STUDENT (UNE QUEUE) ET DISTANCE ENTRE EUX (* SIGNIFICATIF A 10 %, ** A 5 %)

	Cadres					Vendeurs				
	Industrie (N = 31)		Privé (N = 31)			Industrie (N = 32)		Privé (N = 32)		
	m	σ	m	σ	t	m	σ	m	σ	t
Do	30,52	3,27	29,06	5,56	NS	30,06	4,52	29,50	4,15	1,33*
Cs	20,19	3,50	19,26	3,24	NS	20,53	3,20	18,97	3,33	1,90**
Sy	23,65	4,29	23,06	3,71	NS	24,53	3,50	23,25	3,33	1,50*
Sp	31,42	5,36	29,71	5,46	NS	32,59	5,96	31,66	5,46	NS
Sa	20,23	2,40	19,77	3,12	NS	20,59	2,62	21,47	2,92	NS
Wb	39,52	3,85	38,29	3,99	NS	38,66	3,43	38,47	4,87	NS
Re	31,74	3,66	31,16	4,63	NS	30,84	5,21	29,44	5,08	NS
So	37,77	3,55	36,19	4,44	1,45*	35,94	4,18	35,28	5,52	NS
Sc	36,23	6,05	34,16	5,57	1,31*	33,22	6,80	31,47	8,35	NS
To	23,26	4,00	21,13	4,66	1,80**	22,16	4,16	21,19	5,13	NS
Gi	26,29	4,72	24,19	5,60	1,45*	24,34	5,58	23,06	7,89	NS
Cm	24,71	1,60	24,74	1,72	NS	24,84	2,07	24,56	2,28	NS
Ac	30,87	3,47	29,45	3,75	1,44*	28,56	3,29	29,22	4,45	1,38*
Ai	19,52	3,78	19,00	3,99	NS	18,22	3,28	17,34	3,38	NS
Ie	39,32	4,34	37,26	4,88	1,70**	38,19	3,93	38,00	4,79	NS
Py	11,19	2,75	11,03	2,77	NS	10,97	2,72	10,06	2,00	NS
Fx	5,84	3,16	6,77	3,25	NS	6,56	2,59	5,53	4,19	NS
Fe	18,97	2,66	18,94	2,78	NS	17,97	2,70	19,31	3,12	1,84**

$D^2 = 1.082$ $D^2 = 2.74^*$

plus susceptibles à la tricherie. Il semble donc que notre hypothèse soit confirmée, mais que les rôles assumés aient été différents selon les groupes professionnels.

Ensuite, nous nous sommes posé la question, les groupes cadres et vendeurs se différencient-ils les uns des autres dans chacune des situations, si l'on tient compte de toutes les informations disponibles, c'est-à-dire en se plaçant dans l'espace multidimensionnel des tests. La statistique utilisée a été la distance (D^2) de Mahalanobis. Cette statistique, déjà mentionnée, peut être mise à l'épreuve à l'aide de la formule :

$$F = \frac{N1N2\,(N1 + N2 - P - 1)\;\; D^2}{P\,(N1 + N2)\,(N1 + N2) - 2}$$

où $N1$ et $N2$ sont les effectifs des groupes, P le nombre de variables et D^2 la distance trouvée. Cette formule est utilisée comme un test de F avec P et ($N1 + N2 - P - 1$) degrés de liberté. Les résultats de cette démarche sont consignés dans le tableau XLV. Seul le groupe des vendeurs arrive à un niveau de signification satisfaisant, on peut donc en conclure qu'il existe une différence entre les moyennes de 18 caractéristiques des 2 populations de vendeurs.

Ces résultats tendent à prouver que les sujets essayent d'influencer la décision en se montrant sous un jour favorable, lorsqu'ils sont examinés par un service directement rattaché à une entreprise. Ceci plaiderait soit pour une nouvelle définition du rôle du psychologue à l'intérieur de l'entreprise, soit pour le recours à des psychologues extérieurs à l'entreprise.

TROISIÈME PARTIE

Étude expérimentale : biais, tricherie et validité du CPI

Introduction

Un psychologue industriel peut être confronté avec deux sortes de problèmes, dans la pratique courante : soit donner son avis sur le choix d'une personne pour un poste déterminé, soit donner son avis sur le choix d'un poste ou d'une formation pour une personne déterminée. Dans le premier cas, il s'agit d'évaluer les chances de succès du candidat et de les comparer à celle d'autres candidats. C'est la situation classique de la sélection à l'embauche. Dans le second cas, il s'agit de trouver la meilleure solution possible en comparant les caractéristiques du sujet à celles de plusieurs postes, ce qui se rapproche de la situation de conseil d'orientation professionnelle. Dans le premier cas, le modèle statistique utilisé est l'équation de prédiction fondée sur les coefficients de corrélation, dans le second cas un autre modèle a été proposé, celui des fonctions discriminantes qui utilisent les différences entre les moyennes des différents groupes. La validité du CPI ou plus largement son utilité, peut être appréciée dans ces deux directions : 1° le CPI permet-il de prédire le succès professionnel et les biais ou la tricherie influencent-ils cette prédiction? 2° le CPI permet-il de prédire l'appartenance à un groupe professionnel, et les biais ou la tricherie influencent-ils cette prédiction?

Nous allons essayer de répondre à chacune de ces questions, en commençant par la seconde.

I. BIAIS, TRICHERIE ET POUVOIR DISCRIMINANT DU CPI

1. Les fonctions discriminantes.

Nous avons déjà utilisé et décrit cette technique, pour le cas de deux groupes, tricheurs et non tricheurs. Dans le cas de plusieurs groupes, ceci revient à comparer pour chaque sujet les probabilités qu'il a d'appartenir à chacun des groupes, en comparant son profil personnel à chacune des constellations de personnalité typique de ces groupes. On ne retient ensuite que la probabilité la plus élevée pour déterminer l'appartenance du sujet. Le calcul des scores discriminants se fait en multipliant chacune des notes du sujet par une série de coefficients que nous appellerons « fonction discriminante ». La somme des produits des notes d'un sujet par la « fonction discriminante » d'un groupe déterminé, donne un nombre qui est comparé à ceux obtenus par le même sujet pour les autres groupes.

Pour calculer les coefficients, la procédure est la suivante :

Soit A la matrice des sommes de chaque groupe, B la matrice des moyennes pour chaque groupe, s le vecteur des sommes générales et m le vecteur des moyennes générales.

TABLEAU XLV

MOYENNES ET SIGMA (SCORES BRUTS) DES DIFFÉRENTS GROUPES PROFESSIONNELS
(× 100)

		Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Rq*	
Mécanicien	*m*	25 63	16 84	21 40	28 19	18 61	37 72	29 01	35 55	34 20	19 49	23 98	24 28	27 91	17 04	36 37	10 67	6 18	18 49	43 80	25 10	134
	σ	5 09	4 17	4 12	5 50	3 82	4 00	4 38	5 16	6 99	4 82	5 84	2 08	4 64	3 57	4 28	2 36	3 14	2 93	8 63	5 81	
Horloger	*m*	27 60	17 95	20 95	29 45	19 12	37 29	29 29	35 31	32 05	20 24	23 07	23 62	28 00	17 24	37 00	10 88	5 98	19 40	43 29	24 95	42
	σ	5 05	3 78	4 40	5 73	3 61	6 46	5 66	5 44	9 83	5 44	6 90	3 69	5 24	3 24	4 72	2 03	3 09	3 44	10 45	5 01	
Électricien	*m*	23 85	16 65	21 18	29 00	19 05	36 73	28 98	36 10	31 78	19 28	21 23	24 83	26 88	17 15	37 10	10 78	6 10	19 33	42 55	26 20	40
	σ	5 13	3 71	4 66	4 68	3 65	3 73	4 47	4 55	5 00	4 09	5 19	1 59	4 22	3 45	3 97	2 08	3 11	2 77	7 47	4 83	
Dessinateur	*m*	25 36	17 46	22 04	28 83	18 71	38 32	29 39	37 24	34 26	20 29	24 24	24 03	28 00	17 66	37 46	10 80	6 59	18 74	45 17	25 42	76
	σ	5 12	3 47	4 35	5 21	3 58	4 28	3 93	4 13	6 75	4 52	5 95	2 25	4 59	3 17	4 23	2 47	3 26	2 99	8 11	5 48	
Agent technique	*m*	26 51	18 01	21 89	29 31	18 81	37 94	29 61	36 33	33 88	20 34	23 63	24 66	28 25	17 53	37 64	10 64	5 96	18 49	44 17	24 92	140
	σ	4 78	3 36	4 04	5 79	3 44	4 37	4 67	4 76	6 77	4 47	6 38	2 10	4 09	3 14	4 19	2 43	3 33	2 97	8 13	5 15	
Technicien	*m*	27 17	19 23	23 03	30 29	19 50	37 99	31 41	36 97	34 86	21 91	24 09	24 21	28 95	19 10	38 83	11 96	7 79	18 95	44 26	24 26	78
	σ	55 32	3 32	4 57	4 82	3 90	3 80	4 30	5 32	6 56	3 99	5 82	2 06	3 48	3 56	3 92	2 65	3 85	2 88	8 00	5 82	
Ingénieur	*m*	27 98	19 68	22 92	31 20	19 44	38 52	31 67	37 65	35 59	23 18	24 02	24 14	29 59	20 27	39 17	12 76	8 06	18 68	44 39	24 74	66
	σ	4 97	3 68	4 96	6 00	3 98	4 15	3 17	3 77	5 90	4 62	5 83	2 04	3 76	4 09	4 28	2 37	3 92	3 24	7 60	6 66	
Achat-vente	*m*	29 48	19 49	23 56	32 13	20 80	38 36	29 87	35 39	32 46	21 55	23 65	24 61	28 54	17 60	38 13	10 75	6 26	18 92	43 77	25 92	84
	σ	4 29	3 37	3 52	5 45	2 89	4 93	5.24	4 92	8 21	4 54	6 67	2 53	3 97	3 46	4 38	2 43	3 69	3 14	8 70	6 10	
Bureau	*m*	28 02	18 70	23 56	31 65	20 91	36 27	29 03	34 85	30 86	19 77	22 53	24 33	27 48	16 83	37 24	9 97	6 05	18 27	42 68	26 85	66
	σ	5 55	3 57	4 32	5 92	3 36	4 77	5 27	5 78	7 55	5 24	6 01	2 06	4 22	3 68	3 96	2 26	3 37	3 21	8 38	5 54	
Cadre inférieur	*m*	27 47	18 74	21 92	28 88	18 85	38 88	30 26	37 12	35 97	21 07	25 31	24 55	29 99	18 16	38 04	10 92	5 70	18 84	47 24	24 92	74
	σ	4 67	3 37	4 09	5 14	3 14	3 54	4 88	3 96	5 64	4 64	5 28	2 26	3 87	3 73	4 39	2 70	3 63	3 44	6 15	5 51	
Cadre moyen	*m*	29 00	19 45	23 28	30 10	19 53	38 48	30 36	35 72	34 71	21 59	24 64	24 52	29 86	18 78	37 97	11 00	6 52	18 48	46 31	25 17	58
	σ	4 25	3 01	4 09	5 60	2 69	3 46	4 89	4 50	6 23	4 46	5 74	2 23	3 78	3 91	4 83	2 34	4 71	2 53	6 68	5 39	
Cadre supérieur	*m*	31 36	19 98	23 62	31 16	20 78	39 14	32 14	37 02	34 86	22 30	25 36	25 02	30 26	19 36	38 68	11 32	6 36	18 86	46 24	24 46	50
	σ	4 46	3 06	4 01	4 74	2 87	3 77	3 76	4 02	6 98	4 09	5 43	1 80	3 80	3 47	4 61	2 66	3 09	2 91	6 94	4 93	

1. Effectuer le produit $C = A'B$ et $D = s'm$.

2. Effectuer la soustraction $E = C - D$ et diviser chaque élément de E par le nombre total de sujets.

3. Calculer la matrice F de variance-covariance totale.

4. Effectuer la soustraction $G = F - E$ et inverser G pour obtenir G^{-1}.

5. Effectuer le produit $H = BG^{-1}$ pour trouver les coefficients cherchés.

6. Effectuer $J = HB'$ et diviser les termes diagonaux de J par deux pour obtenir les termes de corrections à soustraire pour chacun des groupes.

7. Pour avoir un profil de scores discriminants de moyenne zéro, la somme des coefficients pour une même échelle, ainsi que la somme des termes de correction, doit être égale à zéro.

2. Données de l'étude.

Neuf cent huit sujets ont répondu au CPI en situation de sélection et ont été divisés en 12 groupes professionnels sur la base de leur postulation. Ce n'est pas la profession effectivement exercée qui a été retenue, mais le poste désiré. Ces candidats ayant été examinés, on peut estimer que leurs désirs étaient réalistes vis-à-vis de leurs formations et de leurs expériences.

Les moyennes et les sigmas des notes brutes des 12 groupes professionnels, ainsi que le nombre de sujets dans chacun d'entre eux sont consignés dans le tableau XLV. Le tableau XLVI reporte les moyennes de ces groupes en scores standards (de moyenne 50 et de sigma 10) et le tableau XLVII les moyennes en scores factoriels. Nous allons essayer de les interpréter en tenant compte de l'erreur type de la moyenne.

TABLEAU XLVI

MOYENNES EN NOTES STANDARDS (DE MOYENNE 50 ET DE SIGMA 10) DES DIFFÉRENTS GROUPES PROFESSIONNELS

		Do 1	*Cs* 2	*Sy* 3	*Sp* 4	*Sa* 5	*Wb* 6	*Re* 7	*So* 8	*Sc* 9	*To* 10	*Gi* 11	*Cm* 12	*Ac* 13	*Ai* 14	*Ie* 15	*Py* 16	*Fx* 17	*Fe* 18	N
Mécanicien	1	47	46	48	47	48	49	48	49	50	47	50	49	48	47	47	49	49	49	134
Horloger	2	51	49	47	49	49	48	48	48	47	49	49	46	49	48	48	50	49	52	42
Électricien	3	43	45	47	48	49	47	48	50	47	47	46	52	46	48	49	49	49	52	40
Dessinateur	4	46	47	49	48	48	51	49	52	50	49	51	48	49	49	49	49	50	50	76
Agent techn.	5	49	49	49	49	48	50	49	50	50	49	50	51	49	49	50	49	49	49	140
Technicien	6	50	52	51	51	50	50	53	52	51	52	50	49	51	53	53	54	54	51	78
Ingénieur	7	51	54	51	52	50	51	54	53	52	55	50	49	52	56	53	57	55	50	66
Achat-Vente	8	54	53	53	54	54	51	50	48	48	52	50	51	50	49	51	49	50	51	84
Bureau	9	51	51	53	53	54	46	48	47	46	48	48	50	47	47	49	46	49	49	66
Cadre infér.	10	50	51	49	48	48	52	51	52	53	51	52	51	53	51	51	50	48	50	74
Cadre moyen	11	53	53	52	50	50	51	51	49	51	52	51	50	53	52	51	50	50	49	58
Cadre supér.	12	58	54	53	52	54	53	55	52	51	53	52	53	54	54	52	51	50	50	50

TABLEAU XLVII

MOYENNES EN NOTES FACTORIELLES (DE MOYENNE 50 ET DE SIGMA 10) DES DIFFÉRENTS GROUPES PROFESSIONNELS

		EXTRA-VERSION II	HYPER-COMMUN. I	INDÉPEN-DANCE III	COMMU-NALITÉ IV	FÉMI-NITÉ V	N
Mécanicien	1	46	48	48	49	49	134
Horloger	2	49	48	48	46	52	42
Électricien	3	46	47	48	52	52	40
Dessinateur	4	47	50	49	48	50	76
Agent technique	5	48	50	48	51	49	140
Technicien	6	51	52	54	49	51	78
Ingénieur	7	52	53	58	49	50	66
Achat-vente	8	55	49	50	51	51	84
Bureau	9	53	46	47	50	49	66
Cadre inférieur	10	49	53	50	51	50	74
Cadre moyen	11	52	51	51	50	49	58
Cadre supérieur	12	55	54	53	53	50	50

Les mécaniciens se caractérisent par le facteur extraversion bas, les autres étant moyens.

Les horlogers se caractérisent par le facteur communalité bas, les autres étant moyens.

Les électriciens se caractérisent par le facteur extraversion et hypercommunalité bas, les autres étant moyens.

Les dessinateurs se caractérisent par le facteur extraversion bas, les autres étant moyens.

Les agents techniques ne se différencient pas de la moyenne. Il s'agit d'un groupe assez mélangé, comprenant des mécaniciens, des horlogers et quelques techniciens.

Les techniciens se caractérisent par le facteur indépendance élevé, le facteur communalité bas, les autres étant moyens.

Les ingénieurs se caractérisent par le facteur indépendance élevé, les autres étant moyens. Leur profil est très semblable à celui des techniciens, mais plus marqué et plus élevé. Il est intéressant de constater que c'est le facteur le plus souvent associé au succès pour ces deux groupes qui est aussi celui qui les distingue.

Les vendeurs se caractérisent par le facteur extraversion élevé, les autres étant moyens.

Les employés de bureau se caractérisent par le facteur extraversion élevé, le facteur hypercommunalité bas, les autres étant moyens. Leur profil est semblable à celui des vendeurs, mais plus marqué et plus bas. Il est intéressant de constater que pour ces deux groupes, c'est le facteur le plus souvent associé à la réussite qui les distingue.

Les cadres inférieurs se caractérisent par le facteur hypercommunalité élevé, les autres étant moyens.

Les cadres moyens ne se différencient pas de la moyenne.

Les cadres supérieurs se caractérisent par le facteur extraversion et hypercommunalité élevés, les autres étant moyens. Leur profil est plus élevé et plus marqué, mais de forme semblable à celui des cadres moyens. Là aussi, les facteurs généralement associés au succès sont ceux qui les distinguent.

Ces descriptions sont compatibles avec ce que l'on attendait pour chacun des groupes, mais ceci peut être aussi bien le fait de stéréotypes communs à chaque groupe, que de caractéristiques réelles, étant donné la situation de sélection dans laquelle les protocoles ont été recueillis. Cependant, ces profils sont tout à fait comparables à ceux reportés dans le Manuel du CPI, pour les groupes équivalents, ce qui semble atténuer l'hypothèse de l'influence de la situation sur la forme des profils moyens des groupes.

3. Plan de l'étude.

Les 908 sujets ont été partagés en deux échantillons égaux, comprenant le même nombre de personnes dans chacun des groupes et en sélectionnant les sujets dans l'ordre de leur examen. Nous avons calculé sur le premier échantillon des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI (tabl. XLVIII). Nous les avons appliquées au premier échantillon (vérification) et ensuite au second (contrôle).

Pour évaluer l'influence de la tricherie sur l'efficacité des fonctions discriminantes, nous avons éliminé les sujets détectés par les méthodes suivantes : score à l'échelle *Gi*, distance et fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse, ceci pour la vérification et le contrôle.

Pour évaluer l'influence des « biais », nous avons recalculé sur le premier échantillon des fonctions discriminantes, en incluant les échelles *Po* et *Aq*, que nous avons appliquées au second échantillon (contrôle).

En dernier lieu, nous avons calculé des fonctions discriminantes sur le premier échantillon en ajoutant l'âge des sujets et leur note au *PM* 47. Pour un certain nombre d'entre eux, nous ne disposions que de leur note au *B*53 (test d'intelligence non verbale du Pr Bonnardel), à partir de laquelle nous avons estimé celle au *PM* 47. Nous avons appliqué ces fonctions discriminantes au second échantillon (contrôle).

TABLEAU XLVIII

COEFFICIENTS DES FONCTIONS DISCRIMINANTES A APPLIQUER AUX NOTES BRUTES DU CPI

		Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*
Mécanicien	1	—.0709	—.0302	.0509	—.0635	.0131	—.0030	—.0793	.0086	.0109
Horloger	2	—.0209	—.0489	—.1771	—.1139	.0375	.1197	—.0812	—.0018	—.3290
Électricien	3	—.2588	—.0482	—.0064	.0248	.0829	—.0272	.0993	.0450	—.0831
Dessinateur	4	—.1026	—.0216	.0893	—.0797	—.0381	.1150	—.0368	.0415	—.0374
Agent techn.	5	—.0353	—.0018	—.0024	—.0228	—.0513	.0455	—.0468	.0446	—.0447
Technicien	6	—.0629	.0008	.0580	.0701	.0326	—.1505	.1809	.0064	.0782
Ingénieur	7	.0430	.0686	.0452	.0166	—.0567	—.1006	.0983	.0925	.0585
Achat-vente	8	.0782	.0892	—.0238	.0927	—.0368	.0215	.0653	—.0295	.0656
Bureau	9	—.0055	—.0225	.0107	.1339	.1247	—.0900	.0680	—.0554	.0798
Cadre infér.	10	.0311	—.0660	.0466	—.0498	.0142	.1121	—.1882	—.0261	.0790
Cadre moyen	11	.1295	.1438	.0969	—.1273	—.1611	—.0512	—.1197	—.1515	.1138
Cadre supér.	12	.2752	—.0632	—.1879	.1189	.0391	.0087	.0402	.0256	.0083

		To	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*
Mécanicien	1	—.0247	.0648	.0397	—.0013	—.0072	—.0472	.0001	.0481	—.1234
Horloger	2	.0335	.1609	—.0326	.2782	—.0649	.0196	.0304	.0356	.0935
Électricien	3	.0285	.0234	.1743	—.1570	.0079	.0538	.0194	—.0517	.0295
Dessinateur	4	—.0512	.0009	—.0355	—.0045	—.0010	—.0016	—.0544	.0760	—.0279
Agent techn.	5	—.0046	.0404	—.0101	—.0638	.0438	.0984	—.1297	—.0441	.0020
Technicien	6	—.0191	—.0440	—.1438	—.0632	—.0322	.0676	.1991	.0975	.0056
Ingénieur	7	—.0129	—.1229	—.0337	—.0767	.0170	—.0137	.3867	.0429	.0454
Achat-vente	8	.0834	—.0216	.0978	—.1488	—.0844	—.0263	—.1048	—.0763	—.0027
Bureau	9	.0055	—.0571	—.1555	—.0111	—.1304	—.0096	—.1246	.0063	.0470
Cadre infér.	10	—.0239	.0052	.0220	.0683	.1302	—.0290	—.1599	—.0944	.0103
Cadre moyen	11	—.0113	—.1038	.0298	.1878	.0162	—.0772	—.0568	.0579	—.0028
Cadre supér.	12	—.0034	.0538	.0476	—.0080	.1050	—.0347	—.0056	—.0978	.0237

	TERME DE CORRECTION A SOUSTRAIRE
1	—7.6617
2	—2.8552
3	—0.4812
4	—3.9155
5	—1.7860
6	2.9968
7	6.4347
8	4.0234
9	—2.9965
10	0.7641
11	—6.9359
12	12.4130

Pour minimiser les erreurs de classification, la technique des fonctions discriminantes spécifie qu'il faut attribuer le sujet au groupe où son ensemble de notes est le plus vraisemblable, c'est-à-dire celui où sa probabilité d'appartenance est la plus forte. Nous avons donc attribué chaque sujet au groupe où sa probabilité était la plus élevée et comparé cette attribution au groupe professionnel réel du sujet que nous appellerons « appartenance ». Ceci aboutit à un tableau à double entrée, dans la diagonale duquel se trouvent les sujets pour lesquels l'attribution correspond à l'appartenance.

Après avoir considéré les 12 groupes professionnels séparés, nous avons étudié un regroupement des professions. En effet, une étude dans le cadre de la prédiction du choix professionnel (Cardinet et Gendre, 1965) a montré que les regroupements étaient plus stables de la vérification au contrôle, surtout lorsqu'ils sont fondés sur une procédure empirique plutôt que sur l'intuition ou le bon sens.

Nous avons calculé la distance de Mahalanobis entre les 12 groupes professionnels (tabl. XLIX), effectué une « analyse de liaison » selon la méthode préconisée par Mac Quitty, aboutissant à 3 types (tabl. L) représentés schéma-

TABLEAU XLIX

MATRICE DES DISTANCES (D^2 DE MAHALANOBIS) ENTRE LES GROUPES PROFESSIONNELS

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
	1,21	0,99	0,45	0,34	1,43	2,77	1,59	1,36	0,72	1,28	2,08	1. Mécanicien
		1,61	1,31	0,92	1,80	2,71	0,94	1,28	1,02	1,38	1,70	2. Horloger
			0,72	0,86	1,51	2,97	1,98	1,45	1,67	2,38	3,08	3. Électricien
				0,47	1,03	2,19	1,60	1,39	0,84	1,42	2,25	4. Dessinateur
					1,02	2,20	0,98	0,84	0,38	0,89	1,40	5. Agent technique
						0,56	1,60	1,61	1,36	1,40	1,50	6. Technicien
							2,19	2,78	2,15	1,86	1,75	7. Ingénieur
								0,60	1,17	1,00	0,86	8. Achat-Vente
									1,34	1,25	1,52	9. Bureau
										0,43	1,18	10. Cadre inférieur
											0,83	11. Cadre moyen
												12. Cadre supérieur

TABLEAU L

RÉSULTATS DE L'ANALYSE TYPOLOGIQUE DES PROFESSIONS

TYPES	GROUPES PROFESSIONNELS ENTRANT DANS CHAQUE TYPE
I	5 (ag. techn.), 1 (mécan.), 2 (horlog.), 4 (dessin.), 10 (cadres inf.), 3 (électr.), 11 (cadres moyens), 12 (cadres sup.)
II	7 (ingénieurs), 6 (techniciens)
III	8 (achat-vente), 9 (bureau)

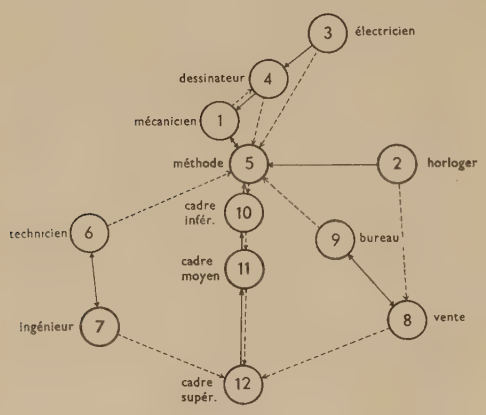

FIGURE 2.

Représentation schématique
de la structure des professions
→ distance la plus proche
⇢ seconde distance la plus proche

tiquement dans la figure 2 en essayant de tenir compte des distances autant que faire se peut. La structure ainsi dégagée ne peut être utilisée telle que en raison du trop large regroupement représenté par le type 1. Ce dernier semblant se situer sur un continuum, sorte de niveau général de fonctionnement, alors que le type 2 (technique) est caractérisé par le facteur indépendance et le type 3 (commerce) par le facteur extraversion, un nouveau découpage du type 1 peut être envisagé par niveau. Nous avons décidé de façon quelque peu arbitraire de regrouper les cadres moyens et supérieurs dans une catégorie, les agents techniques et les cadres inférieurs dans une autre, et enfin tous les ouvriers qualifiés : mécaniciens, horlogers, électriciens et dessinateurs. Nous avons donc 5 catégories : les ouvriers qualifiés, les cadres inférieurs (+ agents techniques), les cadres techniques, les employés commerciaux et les cadres supérieurs.

Pour étudier la valeur de ce regroupement, nous avons attribué chaque sujet à la catégorie professionnelle plus large dans laquelle entrait son groupe professionnel, en suivant la même procédure pour l'appartenance aboutissant de nouveau à un tableau à double entrée.

Ce sont ces tables de contingences que nous allons maintenant analyser.

4. Vérification et contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI.

1. *Application à tous les sujets.*

Nous avons calculé des chi carrés à un seul degré de liberté, en comparant les sommes de fréquences observées dans la diagonale et hors diagonale avec celles que l'on obtiendrait si le hasard seul jouait. Les résultats pour la vérification et le contrôle pour les 12 groupes, ainsi que pour les 5 catégories, sont consignés dans le tableau LI. Tous les chi carrés sont significatifs, bien que pour le contrôle avec 12 groupes sa valeur soit très faible par rapport à celle trouvée lors de la vérification et significative à 10 p. 100 seulement. Le regroupement en 5 catégories permet une plus grande stabilité, le chi carré étant plus faible à la vérification mais plus élevé au contrôle et tous significatifs à plus de 10 p. 100. La valeur globale des fonctions discriminantes est donc plus grande et plus stable lorsque l'on a peu de catégories, que lorsque l'on veut obtenir une discrimination trop fine.

TABLEAU LI

VALEUR GLOBALE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉE A PARTIR DES 18 ÉCHELLES DU CPI. X^2 SIGNIFICATIF A 1 % POUR 6,34, COEFFICIENT DE COHEN SIGNIFICATIF A 1 % POUR .037 (12 GROUPES) ET .056 (5 GROUPES)

VARIABLES	VÉRIFICATION 12 GROUPES (N = 454)	CONTROLE 12 GROUPES (N = 454)
CPI	Chi carré = 157,63 % correct observé = 28,85 % correct attendu = 10,67 C. de Cohen = .204 Coefficient de contingence = .633 Coefficient K = .450 Coefficient u_1 = .319 Coefficient u_2 = .172	Chi carré = 2,60 % correct observé = 12,56 % correct attendu = 10,26 C. de Cohen = .026 Coefficient de contingence = .501 Coefficient K = .341 Coefficient u_1 = .137 Coefficient u_2 = .071
VARIABLES	**VÉRIFICATION 5 CATÉGORIES (N = 454)**	**CONTROLE 5 CATÉGORIES (N = 454)**
CPI	Chi carré = 120,97 % correct observé = 43,64 % correct attendu = 22,23 C. de Cohen = .275 Cœfficient de contingence = .503 Coefficient K = .399 Coefficient u_1 = .321 Coefficient u_2 = .179	Chi carré = 13,65 % correct observé = 28,63 % correct attendu = 21,51 C. de Cohen = .091 Coefficient de contingence = .319 Coefficient K = .260 Coefficient u_1 = .160 Coefficient u_2 = .089

Ces chi carrés restent abstraits, aussi nous avons transformé ces résultats en pourcentage d'accord observés dans la diagonale et en pourcentage attendu, et enfin en coefficient de Cohen (tabl. LII). Ces résultats vont dans le même sens que précédemment, la différence à la vérification et au contrôle, aussi bien pour les 12 groupes que 5 catégories étant significative, pour les coefficients d'accord de Cohen et ce dernier n'étant pas significatif au contrôle pour 12 groupes.

Ces différentes statistiques sont surtout descriptives et ne tiennent pas compte de toute l'information contenue dans la table de contingence. Nous avons calculé un coefficient de contingence et un coefficient K de Wherry et Lane, mais la signification statistique de ces deux dernières statistiques ne peut être évaluée, certaines cases ayant des effectifs théoriques inférieurs à 5 (par analogie avec un chi carré habituel). Elles montrent cependant qu'en tenant compte de

TABLEAU LII

QUALIFICATION ET PRESTIGE DE CHAQUE GROUPE PROFESSIONNEL AYANT SERVI AU CALCUL DES INDICES D'UTILITÉ

		Qualification	Prestige
Mécanicien	1	55	50
Horloger	2	59	50
Électricien	3	51	52
Dessinateur	4	61	60
Agent technique	5	60	55
Technicien	6	80	61
Ingénieur	7	95	63
Achat vente	8	68	56
Bureau	9	58	54
Cadre inférieur	10	64	54
Cadre moyen	11	85	61
Cadre supérieur	12	99	66
Sigma		16	8

toute l'information contenue dans toutes les cases, les résultats baissent également de la vérification au contrôle, de façon très sensible.

Ces différentes voies d'approche nous renseignent sur la valeur globale de la classification, mais ne nous disent rien sur la gravité des erreurs commises. On peut en effet penser que chacune des erreurs de classification n'est pas de même valeur : ce n'est pas la même erreur d'attribuer un sujet au groupe des mécaniciens, alors qu'il appartient à celui des électriciens, que de l'attribuer au groupe des cadres supérieurs. C'est cette différence intuitive entre erreurs de classification qui nous avait déjà conduit à effectuer un regroupement pour minimiser l'influence des erreurs de nature aléatoire.

Nous avons essayé de systématiser cette idée en calculant deux indices d'utilités. Pour le premier, que nous appellerons u_1, nous sommes parti de la qualification du travail en attribuant à chaque profession les points de qualification correspondant. Ces points ont été calculés d'après la méthode exposée par Cardinet et Montandon (1963). Pour le second, que nous appellerons u_2, nous sommes parti du prestige attaché à chaque profession, en utilisant l'échelle de Rousson (1965). Pour chacune des procédures, nous avons calculé le sigma pour les 12 professions (tabl. LII). Nous avons appelé « gravité de l'erreur » la différence (en valeur absolue) entre l'attribution et l'appartenance pour chaque système d'évaluation. La formule utilisée pour l'indice d'utilité est la suivante :

$$u = \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{Api\ Atj}{N} \right) - Aij\ Dij / N\sigma$$

où Api représente les éléments du vecteur des effectifs réels de chaque groupe, Atj les éléments du vecteur des effectifs prédits de chaque groupe, Aij les éléments de la matrice de contingence observée et Dij les éléments de la matrice de « gravité des erreurs », σ représente l'écart type des scores de qualification ou de prestige selon le système ayant servi au calcul de la gravité des erreurs et enfin n est le nombre de catégories et N le nombre total de sujets.

Pour le regroupement, nous avons pris la moyenne des points de qualification ou de prestige des professions entrant dans chaque catégorie. Les résultats sont consignés dans le tableau LII. Le gain en utilité est supérieur pour le regroupement en 5 catégories, que ce soit pour la vérification ou le contrôle, ce qui légitime cette procédure.

2. *Application à l'échantillon sans les sujets détectés par l'échelle* Gi.

Nous avons refait les mêmes calculs, pour la vérification et le contrôle, en enlevant les sujets détectés par leurs scores à l'échelle *Gi*. Les résultats sont consignés pour les 12 groupes et les 5 catégories dans le tableau LIII.

Les nombres étant différents, les chi carrés ne sont pas directement comparables avec ceux calculés sur l'échantillon complet, mais les autres statistiques permettent des comparaisons directes. Les coefficients de Cohen et d'utilité sont dans tous les cas inférieurs, le nombre de classifications correctes, compte tenu du hasard, est donc inférieur et la gravité des erreurs plus grande. Les plus hautes valeurs trouvées pour les coefficients de contingence et les coefficients K de

TABLEAU LIII

VALEUR GLOBALE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉE A PARTIR DES 18 ÉCHELLES DU CPI, LES SUJETS DÉTECTÉS PAR L'ÉCHELLE *Gi* AYANT ÉTÉ ENLEVÉS. X^2 SIGNIFICATIF A 1 % POUR 6,34. COEFFICIENT DE COHEN SIGNIFICATIF A .037 (12 GROUPES) ET .056 (5 GROUPES)

VARIABLES	VÉRIFICATION 12 GROUPES (N = 343)	CONTROLE 12 GROUPES (N = 345)
CPI	Chi carré = 100,67 % correct observé = 27,19 % correct attendu = 10,54 C. de Cohen = .186 Coefficient de contingence = .656 Coefficient K = .468 Coefficient u_1 = .295 Coefficient u_2 = .153	Chi carré = 1,20 % correct observé = 12,17 % correct attendu = 10,37 C. de Cohen = .020 Coefficient de contingence = .518 Coefficient K = .353 Coefficient u_1 = .124 Coefficient u_2 = .057
VARIABLES	VÉRIFICATION 5 GROUPES (N = 343)	CONTROLE 5 GROUPES (N = 345)
CPI	Chi carré = 79,63 % correct observé = 42,86 % correct attendu = 22,68 C. de Cohen = .261 Coefficient de contingence = .484 Coefficient K = .382 Coefficient u_1 = .291 Coefficient u_2 = .162	Chi carré = 7,53 % correct observé = 27,83 % correct attendu = 21,73 C. de Cohen = .078 Coefficient de contingence = .292 Coefficient K = .242 Coefficient u_1 = .148 Coefficient u_2 = .083

Wherry et Lane semblent indiquer que les erreurs sont plus systématiques.

3. *Application à l'échantillon sans les sujets détectés par la distance.*

Les résultats sont consignés dans le tableau LIV. De même que pour le cas précédent, le nombre de classifications correctes, compte tenu du hasard, est inférieur et les erreurs plus graves et plus systématiques. L'élimination des profils rares n'aboutit pas à un meilleur classement.

4. *Application à l'échantillon sans les sujets détectés par les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse.*

Les résultats sont consignés dans le tableau LV. Si l'on compare ces résultats à ceux obtenus sur l'échantillon total, le pourcentage de classification correcte, compte tenu du hasard, est supérieur pour les 12 groupes, pour la vérification et le contrôle. Pour les 5 catégories, cette supériorité ne se maintient qu'au contrôle. Cependant, ces différences sont minimes et les erreurs plus graves.

5. *Conclusion.*

Le fait d'enlever les sujets détectés par leur score à l'échelle *Gi*, leur distance ou leur score discriminant pour la détection des tricheurs, n'accroît ni n'abaisse de façon significative la valeur globale des classements effectués à l'aide des fonctions discriminantes calculées sur le premier échantillon, ceci que ce soit à la vérification ou au contrôle. La tendance est d'augmenter légèrement les erreurs et surtout leur gravité, mais là encore de façon non significative. On peut essayer d'expliquer ces résultats par le fait que les fonctions discriminantes ayant été calculées à partir de tous les protocoles, elles tiennent compte des protocoles trichés. Si les rôles assumés pour chaque groupe, par les tricheurs, sont homogènes et systématiques, les fonctions discriminantes les attribueront de façon correcte et leur élimination aura tendance à abaisser la valeur globale de cette technique. L'expérience pour être concluante aurait dû utiliser des fonctions discriminantes calculées sur un échantillon dont l'honnêteté aurait été

TABLEAU LIV

Valeur globale des fonctions discriminantes calculée a partir des 18 échelles du CPI, les sujets détectés par leur « distance » étant enlevés. Chi carré significatif a 1 % pour 6,34, coefficient de Cohen significatif a 1 % pour .037 (12 groupes) et .056 (5 groupes)

Variables	Vérification 12 groupes (N = 360)	Controle 12 groupes (N = 361)
CPI	Chi carré = 108,54 % correct observé = 28,18 % correct attendu = 11,03 C. de Cohen = .193 Coefficient de contingence = .629 Coefficient K = .478 Coefficient u_1 = .306 Coefficient u_2 = .167	Chi carré = 0,87 % correct observé = 11,91 % correct attendu = 10,41 C. de Cohen = .017 Coefficient de contingence = .537 Coefficient K = .257 Coefficient u_1 = .116 Coefficient u_2 = .064
Variables	**Vérification 5 groupes (N = 360)**	**Controle 5 groupes (N = 361)**
CPI	Chi carré = 85,70 % correct observé = 41,67 % correct attendu = 22,04 C. de Cohen = .252 Coefficient de contingence = .483 Coefficient K = .406 Coefficient u_1 = .313 Coefficient u_2 = .173	Chi carré = 10,22 % correct observé = 28,25 % correct attendu = 21,36 C. de Cohen = .088 Coefficient de contingence = .326 Coefficient K = .261 Coefficient u_1 = .151 Coefficient u_2 = .084

TABLEAU LV

Valeur globale des fonctions discriminantes calculées a partir des 18 échelles du CPI, les sujets détectés par les fonctions discriminantes ayant été enlevés. Chi carré significatif a 1 % pour 6,34, coefficient de Cohen significatif a 1 % pour .037 (12 groupes) et .056 (5 groupes)

Variables	Vérification 12 groupes (N = 374)	Controle 12 groupes (N = 349)
CPI	Chi carré = 108,97 % correct observé = 28,27 % correct attendu = 11,24 C. de Cohen = .192 Coefficient de contingence = .627 Coefficient K = .446 Coefficient u_1 = .281 Coefficient u_2 = .153	Chi carré = 2,73 % correct observé = 13,39 % correct attendu = 10,67 C. de Cohen = .031 Coefficient de contingence = .554 Coefficient K = .394 Coefficient u_1 = .115 Coefficient u_2 = .065
Variables	**Vérification 5 catégories (N = 374)**	**Controle 5 catégories (N = 349)**
CPI	Chi carré = 88,54 % correct observé = 44,39 % correct attendu = 23,70 C. de Cohen = .271 Coefficient de contingence = .450 Coefficient K = .382 Coefficient u_1 = .282 Coefficient u_2 = .158	Chi carré = 12,31 % correct observé = 30,37 % correct attendu = 22,53 C. de Cohen = .101 Coefficient de contingence = .362 Coefficient K = .313 Coefficient u_1 = .146 Coefficient u_2 = .084

assurée, mais ceci n'était pas possible à partir des données dont nous disposions.

5. Contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI et les échelles *Aq* et *Po*.

Nous avons calculé les mêmes statistiques que précédemment en appliquant à l'échantillon 2, des fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon 1, et incluant en plus des 18 échelles du CPI, les échelles *Aq* et *Po*. Les résultats sont consignés dans le tableau LVI. Aussi bien pour 12 groupes que pour 5 catégories, toutes les statistiques utilisées montrent que les erreurs de classification sont moins nombreuses et moins graves que pour l'échantillon total. Ici encore, le regroupement en 5 catégories aboutit à des erreurs moindres que pour les 12 groupes séparés. Les échelles destinées à mesurer certains « biais », acquiescence et popularité, peuvent donc fournir des indications utiles pour la discrimination des groupes.

TABLEAU LVI

VALEUR GLOBALE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉE A PARTIR DES 18 ÉCHELLES DU CPI ET DES ÉCHELLES *Po* ET *Aq*
CHI CARRÉ SIGNIFICATIF A 1 % POUR 6,34, COEFFICIENT DE COHEN SIGNIFICATIF A 1 % POUR .037 (12 GROUPES) ET .056 (5 GROUPES)

VARIABLES	CONTROLE 12 GROUPES (N = 454)	CONTROLE 5 CATÉGORIES (N = 454)
CPI + *Po* + *Aq*	Chi carré = 9,12 % correct observé = 14,32 % correct attendu = 10,06 C. de Cohen = .047 Coefficient de contingence = .552 Coefficient K = .396 Coefficient u_1 = .187 Coefficient u_2 = .110	Chi carré = 25,60 % correct observé = 31,21 % correct attendu = 21,47 C. de Cohen = .124 Coefficient de contingence = .386 Coefficient K = .319 Coefficient u_1 = .196 Coefficient u_2 = .110

6. Vérification et contrôle des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI, et les échelles *Aq* et *Po*, et l'âge de l'intelligence (PM 47).

Nous avons calculé les mêmes statistiques que précédemment en appliquant aux deux échantillons des fonctions discriminantes incluant en plus des 18 échelles du CPI et des échelles *Aq* et *Po*, l'âge et la note des sujets au *PM* 47. Les résultats sont consignés dans le tableau LVII. En ce qui concerne la vérification, toutes les statistiques utilisées montrent la très nette supériorité des fonctions discriminantes utilisant des indications sur l'âge et l'intelligence des sujets par rapport à celles ne faisant intervenir que la personnalité. Au contrôle, cette supériorité se maintient, aussi bien par rapport à celles fondées sur les 18 échelles du CPI que par rapport à celles faisant intervenir également les échelles *Aq* et *Po*. Ces constatations sont valables aussi bien pour 12 groupes que pour 5 catégories. Les résultats au contrôle mettent également en évidence une plus grande stabilité, surtout en ce qui concerne 5 catégories, des fonctions discriminantes incluant l'âge et l'intelligence. L'appartenance à un groupe professionnel ne dépend évidemment pas de la seule personnalité des sujets et l'inclusion d'information supplémentaire, concernant les aptitudes, permet une meilleure prédiction.

7. Valeur particulière des fonctions discriminantes pour chaque groupe et chaque catégorie.

Les calculs précédents nous donnent une idée globale de la valeur des fonctions

TABLEAU LVII

VALEUR GLOBALE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉES A PARTIR DES 18 ÉCHELLES DU CPI, DES ÉCHELLES *Po* ET *Aq*, DES SCORES AU *PM* 47 ET DE L'AGE DES SUJETS

VARIABLES	VÉRIFICATION 12 GROUPES (N = 454)	CONTROLE 12 GROUPES (N = 454)
CPI + *Po* + *Pq* + *PM 47* + Age	Chi carré = 322,25 % correct observé = 34,80 % correct attendu = 9,70 C. de Cohen = .277 Coefficient de contingence = .751 Coefficient K = .625 Coefficient U_1 = .481 Coefficient U_2 = .250	Chi carré = 45,98 % correct observé = 18,94 % correct attendu = 9,58 C. de Cohen = .104 Coefficient de contingence = .607 Coefficient K = .494 Coefficient U_1 = .330 Coefficient U_2 = .171
VARIABLES	**VÉRIFICATION 5 CATÉGORIES (N = 454)**	**CONTROLE 5 CATÉGORIES (N = 454)**
CPI + *Po* + *Aq* + *PM 47* + Age	Chi carré = 192,05 % correct observé = 48,98 % correct attendu = 21,75 C. de Cohen = .348 Coefficient de contingence = .611 Coefficient K = .536 Coefficient U_1 = .468 Coefficient U_2 = .257	Chi carré = 59,16 % correct observé = 36,64 % correct attendu = 21,74 C. de Cohen = .191 Coefficient de contingence = .448 Coefficient K = .407 Coefficient U_1 = .336 Coefficient U_2 = .183

discriminantes, dans chacun des cas envisagés, mais ne nous renseignent pas sur la précision de chacune d'entre elles. Pour ce faire, nous avons utilisé une seconde voie d'approche : nous avons calculé pour chaque groupe professionnel et chaque catégorie des coefficients Phi, qui expriment le degré de liaison entre l'attribution à un groupe particulier et l'appartenance à ce groupe. Pour chaque groupe, nous avons un tableau de 4 cases, dans la première case de la première ligne se trouvent les sujets qui appartiennent réellement au groupe et qui y ont été attribués, dans la deuxième case de la première ligne ceux qui appartiennent au groupe mais ne lui ont pas été attribués, dans la première case de la deuxième ligne ceux qui n'appartiennent pas au groupe et qui y ont été attribués et dans la dernière case ceux qui n'y appartiennent pas et qui n'y ont pas été attribués. Sur cette table de contingence, on calcule un coefficient Phi, dont on peut éprouver la signification par la relation $X^2 = N \varnothing^2$.

Les résultats de cette voie d'approche sont consignés dans le tableau LVIII pour les 12 groupes et dans le tableau LIX pour les 5 catégories. Ils confirment dans chacun des cas les conclusions précédentes, à savoir la baisse dans la précision de la vérification au contrôle et la plus grande stabilité du regroupement, ainsi que l'utilité de prendre en considération les échelles *Po*, *Aq*, et surtout l'âge et l'intelligence. Cependant, des différences apparaissent pour certains groupes qui sont intéressantes à signaler. Pour la vérification des fonctions discriminantes fondées sur les 18 échelles du CPI, l'élimination des sujets détectés par leur score à l'échelle *Gi* accroît la précision de la prédiction de l'appartenance au groupe des cadres moyens et inférieurs, mais cette tendance ne se maintient pas au contrôle. L'élimination des sujets détectés par leur distance accroît la précision de la prédiction de l'appartenance aux groupes des ouvriers qualifiés et cette tendance se retrouve au contrôle. Il semblerait que, pour les ouvriers qualifiés, les protocoles « rares » soient également invalides, ce qui

TABLEAU LVIII

VALEUR DES COEFFICIENTS PHI (× 100) ENTRE ATTRIBUTION A L'UN DES 12 GROUPES PARTICULIERS ET APPARTENANCE A CE GROUPE. COEFFICIENT PHI SIGNIFICATIF A 5 % POUR .10 ET A 1 % POUR .13

	Vérification				Contrôle				Cont.	Cont.	Vérif
	Brut	*Gi*	Dist	*FD*	Brut	*Gi*	Dist	*FD*	*Po Aq*	*PM* 47	*PM* 47
1. Mécaniciens	21	14	24	20	11	11	11	13	14	18	20
2. Horlogers	19	24	14	10	09	05	14	11	06	08	24
3. Électriciens	13	12	15	12	03	03	06	03	02	09	33
4. Dessinateurs	09	05	14	09	02	02	06	02	02	14	22
5. Agents techniques	24	25	23	24	13	12	14	15	12	09	20
6. Techniciens	24	15	23	23	06	04	04	05	04	15	30
7. Ingénieurs	19	17	18	14	11	10	08	12	19	16	35
8. Vendeurs	19	20	19	22	05	05	05	04	04	07	23
9. Bureau	19	19	15	08	07	05	05	06	07	07	22
10. Cadres inférieurs	20	23	13	21	04	03	04	05	04	02	20
11. Cadres moyens	11	16	05	10	04	03	03	02	03	07	31
12. Cadres supérieurs	21	19	20	28	04	02	03	05	04	17	49

TABLEAU LIX

VALEUR DES COEFFICIENTS PHI (× 100) ENTRE ATTRIBUTION A L'UNE DES 5 CATÉGORIES PROFESSIONNELLES ET APPARTENANCE A CETTE CATÉGORIE. COEFFICIENT PHI SIGNIFICATIF A 5 % POUR .10 ET A 1 % POUR .13

	Vérification				Contrôle				Cont.	Cont.	Vérif
	Brut	*Gi*	Dist	*FD*	Brut	*Gi*	Dist	*FD*	*Po Aq*	*PM* 47	*PM* 47
1. Ouvriers qualifiés	29	29	28	30	21	22	20	23	20	29	36
2. Cadres inférieurs	27	27	26	28	20	18	22	21	20	15	20
3. Cadres techniques	27	26	29	28	20	18	19	22	24	27	42
4. Employés commerc.	25	24	19	21	15	16	14	16	22	17	23
5. Cadres supérieurs	20	20	16	24	10	08	10	14	08	18	38

peut provenir d'une difficulté de compréhension de la part des sujets. L'élimination des sujets détectés par leur score discriminant pour la détection des tricheurs semble accroître légèrement la prédiction de l'appartenance aux groupes des cadres supérieurs, des mécaniciens et des agents techniques, bien que ces tendances pour le premier groupe soient surtout sensibles à la vérification et pour les suivantes au contrôle. La prise en considération des scores aux échelles *Po* et *Aq* a pour effet d'augmenter la précision de la prédiction des groupes mécaniciens et ingénieurs, tandis que celle de l'âge et de l'intelligence accroît sensiblement celle des groupes mécanicien, électricien, dessinateur, technicien, ingénieur et cadre supérieur, ceci aussi bien à la vérification qu'au contrôle. Ce résultat s'explique aisément, les profils de personnalité de certains de ces groupes se différenciant peu des autres, alors que leur intelligence ou leur âge les différencient nettement, comme par exemple les électriciens ou les dessinateurs, de même que les techniciens des ingénieurs.

L'examen des coefficients Phi, par catégorie, vont dans le même sens et font ressortir les points suivants : l'élimination des sujets détectés par leur score discriminant accroît surtout la précision de la

prédiction pour le groupe des cadres moyens et supérieurs. Il semblerait sur cette base que l'échelle *Gi* permettrait de détecter les tricheries grossières, tandis que les fonctions discriminantes arriveraient à une discrimination plus fine. La prise en considération des scores aux échelles *Po* et *Aq* accroît surtout la précision de la prédiction pour les groupes « cadres techniques » et « employés commerciaux », quant à celle de l'âge et de l'intelligence elle permet une prédiction plus grande pour toutes les catégories, sauf celle des cadres inférieurs, qui apparaît comme trop hétérogène.

8. Conclusion.

Ces résultats montrent que les fonctions discriminantes pour le classement dans 12 professions n'ont pas une stabilité suffisante pour permettre une attribution précise et qu'il faut leur préférer des indications plus globales. Cependant, même pour celles-ci, les différences sont sensibles entre la vérification et le contrôle. Ceci provient sans doute pour une part de la structure des groupes professionnels nous obligeant à un découpage arbitraire du type 1. D'autre part, l'utilisation de fonctions discriminantes calculées directement sur les 5 catégories permettrait sans doute une meilleure attribution, aussi bien à la vérification qu'au contrôle (nous l'avons vérifié, mais nous ne le présenterons pas ici, car cela sortirait du cadre de notre étude).

Une autre hypothèse confirmée par les comparaisons avec les fonctions discriminantes faisant intervenir l'âge et l'intelligence est que la base utilisée est trop étroite : l'appartenance à un groupe professionnel dépend de beaucoup d'autres paramètres que la personnalité. L'intérêt des fonctions discriminantes est d'isoler la part due à la personnalité et de permettre des comparaisons objectives. A cet égard, elles ont permis de prouver que les échelles destinées à mesurer certains « biais » pouvaient donner lieu à des différences intergroupes, utiles pour les problèmes de classification et que l'élimination des sujets détectés comme « tricheurs » n'accroît pas, mais n'affaiblit pas non plus de façon très sensible la valeur du classement. On peut donc penser que les fonctions discriminantes calculées sur des protocoles recueillis en situation de sélection exploitent également les différences intergroupes introduites par la tricherie.

II. BIAIS, TRICHERIE ET VALIDITÉ DU CPI

1. Données et plan de l'étude.

Nous avons recueilli un certain nombre de protocoles du CPI complet, ou d'une version abrégée (comprenant les échelles *Do*, *Sy*, *Sc*, *Ac*, *To*, *Ai*, *Cm*, *Fe* et *Aq*), dans des situations de type scolaire, industriel et mixte.

En ce qui concerne les situations « scolaires », nous disposons des 3 échantillons suivants : des employés de bureau dans leur dernière année d'étude (N = 19, CPI abrégé), des techniciens électriciens dans leur dernière année d'étude (N = 13, CPI complet), des techniciens mécaniciens dans leur dernière année d'étude (N = 43, CPI complet).

En ce qui concerne la situation « mixte », nous ne disposons que d'un échantillon de cadres suivant un cours de formation dans un centre spécialisé (N = 27, CPI abrégé).

En ce qui concerne les situations « industrielles », nous disposons de 2 échantillons, ayant passé le CPI lors de l'embauche et retrouvé quelques années après : des secrétaires (N = 37, CPI complet) et des mécaniciens (N = 42, CPI complet).

Les effectifs étant faibles, dans chacune de ces études, nous ne prétendons pas apporter des conclusions décisives quant à la valeur prédictive du CPI, mais plutôt des illustrations quant aux effets des biais et de la tricherie sur cette validité.

Nous avons procédé de la façon suivante : mise en relation des scores du CPI et du critère choisi (notation ou appréciation), élimination de l'influence des « biais », par corrélation partielle, mise

en relation des scores du CPI et du critère pour un sous-échantillon constitué de protocoles « honnêtes », les sujets détectés par les méthodes étudiées plus haut étant éliminés et enfin comparaison entre ces différentes approches.

Pour le calcul des corrélations partielles, nous avons utilisé la formule suivante :

$$r_{12,3} = \frac{r_{12} - \frac{r_{13}\, r_{23}}{\sqrt{r_{33}}}}{\sqrt{1 - \left(\frac{r_{13}}{\sqrt{r_{33}}}\right)^2}\sqrt{1 - \left(\frac{r_{23}}{\sqrt{r_{33}}}\right)^2}}$$

préconisée par Kahneman (1965). Il s'agit d'un coefficient de corrélation partielle, l'influence de l'infidélité de l'échelle enlevée étant corrigée, ce qui a pour effet de ne pas surestimer la corrélation partielle. L'emploi de la formule habituelle donne, sur nos données, des résultats ne différant qu'à la troisième décimale.

Nous avons pris successivement, comme mesure des « biais », les échelles *Gi* (désirabilité sociale), *Cm* (communalité), *Po* (Popularité) et *Aq* (acquiescence). Pour les deux premières échelles, nous avons utilisé les fidélités reportées dans le Manuel du CPI, pour l'échantillon des prisonniers et pour les deux dernières, respectivement .85 et .80.

Nous avons recalculé les corrélations pour les sous-échantillons suivants : avec élimination de ceux détectés par l'échelle *Gi*, avec élimination de ceux détectés par leur distance, avec élimination de ceux détectés par les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse.

2. Apprentis employés de bureau.

1. *Lieu de l'étude :* une école professionnelle du Jura bernois.

2. *Recueil des données :* fin de la dernière année scolaire (en 1965).

3. *Titre de la profession :* employé de commerce (apprentissage).

4. *Critères :* moyenne des notes scolaires de l'année, en français, comptabilité et dactylographie.

5. *Échantillon :* garçons et filles de 17 à 18 ans.

6. *Nombre de cas :* 19.

7. *Prédicteurs :* B53 du Pr Bonnardel (intelligence générale), synonymes-antonymes de la BGA (verbal), raisonnement arithmétique de la BGA (raisonnement et numérique), CPI abrégé comprenant les échelles *Sc*, *Ac* (hypercommunalité), *Sy*, *Do* (extraversion), *Ai*, *To* (indépendance), *Cm* (communalité), *Fe* (féminité) et *Aq* (acquiescence).

8. *Résultats.* Les résultats sont consignés dans le tableau LX. Les notes en français sont en relation avec la « féminité », ce qui peut être dû au mélange des sexes dans notre échantillon. La motivation académique (*Ac*) et les aptitudes verbales semblent également être liées au succès dans cette branche. Les résultats à la comptabilité sont plus difficiles à prédire, que ce soit à partir des aptitudes ou de la personnalité. Le score à la dactylographie met en œuvre l'intelligence générale et verbale, ainsi que des traits de personnalité : la sociabilité et l'impulsivité. L'acquiescence est liée aux trois critères.

TABLEAU LX

VALIDITÉ DE LA BATTERIE UTILISÉE POUR LES APPRENTIS EMPLOYÉS DE BUREAU VIS-A-VIS DES NOTES SCOLAIRES
SIGNIFICATIF A 5 % POUR .43 ET A 10 % POUR .37

Critère	B 53	verb	raist	*Sc*	*Ac*	*Sy*	*Do*	*Ai*	*To*	*Cm*	*Fe*	*Aq*	N
Français	—27	36	18	16	33	11	19	27	00	17	40	47	19
Comptab.	24	04	28	—26	04	27	12	18	06	10	32	42	19
Dactylo	43	46	21	—41	—13	45	22	19	05	24	—12	31	19

TABLEAU LXI

VALIDITÉ DU CPI POUR LES APPRENTIS EMPLOYÉS DE BUREAU VIS-A-VIS DE LA DACTYLOGRAPHIE, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Cm* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE

Critère	*Sc*	*Ac*	*Sy*	*Do*	*Ai*	*To*	*Cm*	*Fe*	*Aq*	N	
Dactylo	—37	—17	43	32	10	05	00	—16	27	19	*Cm* enlevé
Dactylo	—32	—16	43	24	24	11	17	—41	00	19	*Aq* enlevé

Le pattern des validités trouvées pour la dactylographie se rapprochant de celui trouvé en situation professionnelle, nous avons choisi ce critère de réussite pour évaluer l'effet de la suppression des biais. Les résultats sont consignés dans le tableau LXI. En supprimant l'influence de l'échelle *Cm*, les validités trouvées précédemment baissent ou restent inchangées, sauf en ce qui concerne l'échelle *Do*. En supprimant l'influence de l'échelle *Aq*, les validités trouvées baissent ou restent inchangées, sauf en ce qui concerne l'échelle *Fe*. Il semble donc dans ce cas qu'il n'y ait guère à gagner à supprimer l'influence des « biais ».

9. *Conclusion :* Dans les limites dues au nombre restreint de sujets, cette étude a montré que le CPI pouvait être un prédicteur aussi valide que les épreuves d'aptitudes, et que la suppression des biais n'était pas souhaitable.

3. Apprentis techniciens électriciens.

1. *Lieu de l'étude :* Technicum de Bienne.

2. *Recueil des données :* deux à trois mois avant le diplôme de fin d'études (1965).

3. *Titre de la profession :* technicien électricien (apprentissage).

4. *Critères :* moyenne des notes scolaires du dernier trimestre et épreuve de construction du diplôme de fin d'études.

5. *Échantillon :* garçons de 22 à 27 ans (moyenne : 24, 31; sigma : 1,4).

6. *Nombre de cas :* 13.

7. *Prédicteurs :* le CPI complet.

8. *Résultats :* Les résultats sont consignés dans le tableau LXII. Les relations trouvées, que ce soit vis-à-vis des moyennes scolaires ou de l'épreuve de construction, ne vont pas dans la direction escomptée. On pouvait en effet s'attendre à trouver des relations positives entre les échelles du facteur hypercommunalité et moyennes scolaires et celles du facteur indépendance et épreuve de construction. En effet, ce dernier critère semble être en relation avec la créativité (Gendre, 1964) et les études antérieures ont montré que c'était surtout le facteur indépendance qui la prédisait. Nous avons choisi ce critère, l'épreuve de construction, pour évaluer l'effet de la suppression des biais. Les résultats sont consignés dans le tableau LXIII, la validité de certaines échelles augmentant, d'autres baissant ou restant inchangées, mais le pattern de validité restant le même, quelle que soit l'échelle dont l'influence ait été enlevée.

Nous avons recalculé les validités en enlevant les 4 sujets détectés par les fonctions discriminantes, l'échelle *Gi* n'en détectant aucun et la distance en détectant trop (7 sujets). Les résultats sont consignés dans le tableau LXIV. Aucun des coefficients trouvés n'est significatif, mais le pattern trouvé est compatible avec ce que l'on sait des validités du CPI vis-à-vis de la créativité. L'élimination des « tricheurs » a permis de mettre en évidence des relations « logiques ».

9. *Conclusion :* Dans les limites dues au nombre très restreint de sujets, cette étude a montré que l'élimination des tricheurs permettait de faire apparaître des relations confirmant les études anté-

TABLEAU LXII

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS ÉLECTRICIENS VIS-A-VIS DES MOYENNES DU DERNIER SEMESTRE ET DE L'ÉPREUVE DE CONSTRUCTION DU DIPLOME (× 100)

(*r* significatif à .51 pour 5 % et à .44 pour 10 %)

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N
Moyenne semestrielle	—47	—23	—29	—25	—56	—35	—18	—01	—13	—21	—34	02	—33	02	—07	—18	05	59	—33	27	13
Const.	—66	—49	—42	—37	—51	—51	—21	—21	—09	—29	—35	04	—25	21	—22	03	—06	06	—30	07	13

TABLEAU LXIII

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS ÉLECTRICIENS, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Gi*, *Cm*, *Po* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE (× 100)

(*r* significatif à .51 pour 5 % et à .44 pour 10 %)

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
Const.	—67	—49	—30	—33	—48	—62	07	—11	70	—20	00	11	21	20	03	20	—46	05	03	07	13	*Gi* enlevé
Const.	—72	—50	—48	—37	—51	—53	—24	—28	—12	—30	—36	—00	—31	20	—22	04	—04	05	—33	06	13	*Cm* enlevé
Const.	—67	—48	—35	—36	—53	—47	—03	—14	25	—24	—19	13	—09	20	—13	06	—26	14	00	08	13	*Po* enlevé
Const.	—72	—49	—43	—39	—56	—51	—21	—24	—07	—29	—35	04	—24	34	—22	09	—03	05	—30	00	13	*Aq* enlevé

TABLEAU LXIV

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS ÉLECTRICIENS, LES SUJETS DÉTECTÉS PAR L'UNE OU L'AUTRE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES AYANT ÉTÉ ENLEVÉS (× 100)

(*r* significatif à .60 pour 5 % et à .52 pour 10 %)

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
Const.	—26	37	09	24	14	—37	04	—11	—35	30	—37	—11	- 24	45	15	00	28	- 02	— 51	06	9	*FDS*

rieures, à savoir la validité du CPI, pour les professions techniques vis-à-vis du critère de « créativité », alors que l'élimination des biais ne semble pas fructueuse.

4. Apprentis techniciens mécaniciens.

1. *Lieu de l'étude :* Technicum de Bienne

2. *Recueil des données :* deux à trois mois avant le prodiplôme de fin d'études (1965).

3. *Titre de la profession :* technicien mécanicien (apprentissage).

4. *Critères :* moyenne des notes du dernier semestre et épreuve de construction du prodiplôme de fin d'études.

5. *Échantillon :* garçons de 20 à 26 ans (moyenne : 22,88; sigma : 1,7).

6. *Nombre de cas :* 43.

7. *Prédicteurs :* le CPI complet.

8. *Résultats :* Les résultats sont consignés dans le tableau LXV. Le succès scolaire (moyenne des notes au dernier semestre) est en relation avec l'indépendance (*Ai*), la responsabilité (*Re*), le sens psychologique (*Py*), la féminité (*Fe*) et négativement avec la sociabilité (*Sy*) et la présence sociale (*Sp*). Ces résultats sont tout à fait compatibles avec ce que l'on sait des facteurs importants dans la réussite des ingénieurs.

L'épreuve de construction présente un pattern de validité tout à fait comparable. Nous avons choisi ce dernier critère pour évaluer l'influence de l'élimination des biais (tabl. LXVI). L'élimination de la désirabilité sociale (*Gi*), de la communalité (*Cm*) et de la popularité (*Po*) accroît de façon négligeable les validités trouvées, tandis que l'élimination de l'acquiescence (*Aq*) fait disparaître celles du facteur indépendance. On n'a donc rien à gagner à éliminer ces tendances. L'élimination des sujets détectés comme tricheurs par leur score à l'échelle *Gi* ne modifie pas de façon sensible les validités trouvées, ce qui s'explique par le nombre extrêmement faible de sujets enlevés. L'« honnêteté » des réponses explique sans doute pour une part les hautes validités trouvées et leurs cohérences vis-à-vis des études antérieures. L'élimination des sujets détectés par les fonctions discriminantes (FDS) calculées sur l'échantillon suisse a pour effet d'accroître la validité négative des échelles du facteur extraversion, ainsi que celle positive de l'échelle *Fe*, sans modifier de façon sensible les autres coefficients. L'élimination des sujets détectés par leur distance accroît tous les coefficients, mais non leur signification, en raison du trop grand nombre de sujets enlevés.

9. *Conclusion :* Dans les limites dues au nombre restreint de sujets, cette étude a montré que le CPI était un prédicteur valide du succès scolaire pour les techniciens. Ceci est confirmé par les tendances décelées dans l'étude précédente portant sur les techniciens électriciens, et surtout par les études américaines. L'élimination des biais dans aucune des 3 études en milieu scolaire n'apporte d'amélioration sensible à la prédiction, tandis que celle des sujets détectés comme « tricheurs » a pour effet d'éviter de trouver des relations « aberrantes », lorsque la proportion des « tricheurs » est grande, ou ne modifie pas sensiblement les validités lorsque la proportion des « tricheurs » est faible. Ceci plaide pour un contrôle de l'honnêteté des protocoles à l'aide des méthodes préconisées et met l'accent sur l'importance de l'honnêteté des réponses pour la validité des questionnaires de personnalité.

5. Cadres en formation.

1. *Lieu de l'étude :* une école à Genève de « management development » destinée aux futurs cadres supérieurs de l'industrie. Les cours durent onze mois et aboutissent à un diplôme. L'enseignement consiste en conférences, en cours de formation aux relations humaines et en visite d'entreprises, en travaux indi-

TABLEAU LXV

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS MÉCANICIENS VIS-A-VIS DES MOYENNES DU DERNIER SEMESTRE ET DE L'ÉPREUVE DE CONSTRUCTION DU PRODIPLOME (× 100)

(*r* significatif à .30 pour 5 % et à .39 pour 1 %)

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N
Moyenne semestrielle	—20	—20	—31	—38	—26	07	42	18	30	25	—03	25	01	51	22	38	—08	33	—15	—31	43
Const.	—14	—22	—37	—40	—35	11	41	25	28	28	09	03	08	31	24	20	—14	40	—04	—41	43

TABLEAU LXVI

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS MÉCANICIENS, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Gi*, *Cm*, *Po* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE (× 100)

(*r* significatif à .30 pour 5 % et .39 pour 1 %)

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
Const.	—19	—27	—40	—41	—36	06	42	24	36	27	00	05	04	30	23	19	—13	39	—18	41	43	*Gi*
Const.	—14	—23	—39	—41	—37	11	44	27	29	28	10	—00	08	31	24	20	—15	40	—02	—42	43	*Cm*
Const.	—14	—23	—38	—40	—35	22	47	31	38	31	20	02	15	32	31	23	—14	41	00	—47	43	*Po*
Const.	—14	—28	—35	—48	—29	—17	23	12	09	—01	—09	—05	—15	—00	—05	12	—47	29	—25	00	43	*Aq*

TABLEAU LXVII

VALIDITÉ DU CPI POUR LES TECHNICIENS MÉCANICIENS, LES SUJETS DÉTECTÉS PAR LES MÉTHODES SUIVANTES : ÉCHELLE *Gi*, DISTANCE, FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉES SUR L'ÉCHANTILLON SUISSE (*FDS*), AYANT ÉTÉ ENLEVÉS (× 100)

Pour *Gi* : *r* significatif à .31 pour 5 % et .40 pour 1 %.
Pour *Dist* : *r* significatif à .40 pour 5 % et .52 pour 1 %.
Pour *FDS* : *r* significatif à .33 pour 5 % et .43 pour 1 %.

	Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
Const.	—16	—26	—38	—39	—37	07	37	25	23	23	—01	09	05	26	20	19	—14	36	—11	—37	41	*Gi*
Const.	—02	—16	—38	—44	—34	21	65	31	34	45	18	21	26	55	39	21	19	51	—03	—62	24	*Dist*
Const.	—22	—32	—43	—44	—43	05	40	18	32	16	10	06	13	30	21	29	—13	46	—02	—45	36	*FDS*

viduels et en petits groupes, et se termine par la rédaction d'une thèse.

2. *Recueil des données:* dans le cadre d'une recherche sur les « communications interpersonnelles », A. Papaloïzos a administré la forme abrégée du CPI aux étudiants de l'année 63/64 (1964).

3. *Titre de la profession:* cadres supérieurs commerciaux et techniques (formation).

4. *Critère:* nous avons demandé au directeur du centre de classer les étudiants en fonction du critère : « potentiel comme futur cadre ». Nous avons transformé les rangs en classes normalisées à l'aide d'un abaque.

5. *Échantillon:* des personnes ayant une formation universitaire, âgées de 27 à 40 ans (moyenne : 29,85; sigma : 10,41), appartenant aux nationalités suivantes : américaine, canadienne, japonaise, anglaise, suédoise, allemande, brésilienne, suisse, indienne et jamaïcaine, et occupant déjà des fonctions de cadres dans des départements commerciaux ou techniques.

6. *Nombre de cas:* 27.

7. *Prédicteurs:* le CPI abrégé.

8. *Résultats:* Les résultats sont consignés dans le tableau LXVIII. Les échelles du facteur « hypercommunalité » sont en relation avec l'appréciation du directeur, ainsi que l'âge des sujets, les autres facteurs n'étant pas valides. Les études américaines portant sur le CPI ont montré que le facteur « hypercommunalité » était en relation avec le succès académique, tandis que le facteur extraversion serait plutôt en relation avec le succès comme cadre. Les étudiants ayant été jugés d'après leurs prestations en cours de formation, il semble que l'appréciation se soit surtout fondée sur des indications de type « académique ».

L'élimination de l'influence de l'échelle *Cm* accroît légèrement les validités trouvées, sauf en ce qui concerne l'échelle *Ai*, de même que l'élimination de l'influence de l'acquiescence, mais pour cette dernière le gain est beaucoup moins marqué (tabl. LXIX).

TABLEAU LXVIII

VALIDITÉ DU CPI POUR LES CADRES EN FORMATION VIS-A-VIS DE L'OPINION DU DIRECTEUR
SIGNIFICATIF A .32 POUR 10 %, .38 POUR 5 % ET .49 POUR 1 %

	Sc	*Ac*	*Sy*	*Do*	*Ai*	*To*	*Cm*	*Fe*	*Aq*	N	Age
Critère	46	41	02	16	20	12	31	28	03	27	.41

TABLEAU LXIX

VALIDITÉ DU CPI POUR LES CADRES EN FORMATION, L'INFLUENCE DE L'ÉCHELLE *Cm* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE
SIGNIFICATIF A .32 POUR 10 %, .38 POUR 5 % ET .49 POUR 1 %

	Sc	*Ac*	*Sy*	*Do*	*Ai*	*To*	*Cm*	*Fe*	*Aq*	N	
Critère	54	34	—21	00	15	—01	00	30	—16	27	*Cm*
Critère	49	41	01	16	20	14	33	30	00	27	*Aq*

9. *Conclusion:* Dans les limites dues au nombre restreint de sujets, cette étude a montré que le CPI pouvait être un prédicteur valide du succès dans des cours de formation de cadres, tel qu'il peut être apprécié à travers l'opinion du directeur. L'élimination des biais semble dans ce cas accroître légèrement les

validités trouvées, bien qu'en ce qui concerne l'acquiescence ce soit de façon négligeable.

6. Secrétaires.

1. *Lieu de l'étude:* une grande entreprise industrielle à Neuchâtel.

2. *Recueil des données:* lors de l'embauche les employées de bureau, secrétaires, etc., passent une batterie de tests destinés à leur sélection. Nous avons repris tous les dossiers des candidates engagées, ayant passé tout ou partie de la batterie de sélection. Les données de cette étude ont déjà fait l'objet d'une étude parue dans le *Bulletin du C.E.R.P.* (Gendre, 1964).

3. *Titre de la profession:* employée de bureau.

4. *Critères:* un questionnaire d'appréciation comprenant 12 questions (Annexe V), en rapport avec les activités de bureau, telles qu'elles ressortent des analyses factorielles (Chalupsky, 1962), se terminant par une appréciation globale en 6 points. Les directeurs et chefs de service des employées ont répondu à ce questionnaire. Les deux informations (globale et analytique) ont été additionnées après normalisation pour avoir une indication globale (elles corrèlent à .88).

5. *Échantillon:* employées de bureau de 19 à 40 ans (moyenne : 24,68; sigma : 4,35) ayant de 6 mois à 5 ans d'ancienneté.

6. *Nombre de cas:* 37.

7. *Prédicteurs:* le B53 de Bonnardel, synonymes-antonymes, séries de lettres, collationnement, calcul numérique et raisonnement arithmétique, tous issus de la BGA, une épreuve de code et une d'orthographe, ainsi que le CPI complet.

8. *Méthode:* nous ne réanalyserons pas les données concernant les tests d'aptitudes, la publication signalée ayant montré que les épreuves : raisonnement arithmétique, calcul numérique, synonymes-antonymes et B53 étaient en relation avec l'indication globale de la valeur des secrétaires.

Nous avons uniquement repris les données concernant le CPI, recalculé les validités vis-à-vis de l'indication globale, mais aussi mis en relation les facteurs et les éléments du questionnaire d'appréciation. Auparavant, nous avons vérifié que la structure factorielle du CPI, pour les femmes, ne diffère pas de façon sensible de celle des hommes sur 170 protocoles d'employées de bureau, remplis en situation de sélection. Enfin, nous avons suivi la même procédure que dans les études précédentes pour estimer l'influence des biais et de la tricherie.

9. *Résultats:*

a) *Analyse factorielle:* le tableau LXX reporte les moyennes et les sigmas de chacune des variables et le tableau LXXI les résultats des rotations varimax aboutissant à 5 facteurs expliquant respectivement 36, 23, 21, 10 et 9 p. 100 de la variance des facteurs, ces derniers expliquant 74 p. 100 de la variance des tests.

TABLEAU LXX

MOYENNES ET SIGMA DES 18 ÉCHELLES DU CPI POUR L'ÉCHANTILLON FEMMES (N = 170)

		Moyenne	Sigma
Do	1	22,3	5,8
Cs	2	17,0	4,1
Sy	3	20,7	4,5
Sp	4	28,9	5,8
Sa	5	18,6	3,9
Wb	6	34,9	4,8
Re	7	28,1	4,4
So	8	36,4	5,2
Sc	9	31,4	7,4
To	10	19,2	4,5
Gi	11	21,2	6,2
Cm	12	23,6	2,6
Ac	13	26,7	4,3
Ai	14	17,2	3,9
Ie	15	36,4	4,8
Py	16	9,4	2,6
Fx	17	7,9	3,6
Fe	18	23,3	3,1

TABLEAU LXXI

SATURATIONS (× 100), APRÈS ROTATION, POUR L'ÉCHANTILLON D'EMPLOYÉES DE BUREAU EN SITUATION DE SÉLECTION

		I	II	III	IV	V	h^2
Do	1	23	73	17	—07	12	63
Cs	2	18	67	49	—04	07	72
Sy	3	19	84	—03	07	—02	75
Sp	4	—12	77	21	00	—22	70
Sa	5	—07	87	01	13	—03	79
Wb	6	73	16	37	31	—09	80
Re	7	46	02	44	28	45	68
Sc	8	47	02	—11	39	48	61
So	9	82	—30	25	—05	14	84
To	10	50	24	65	16	00	75
Gi	11	85	01	11	—21	16	80
Cm	12	06	09	—01	88	14	81
Ac	13	84	16	14	06	11	77
Ai	14	16	08	83	08	03	73
Ie	15	45	33	54	37	07	75
Py	16	28	29	43	—42	03	53
Fx	17	—42	17	70	—11	—14	72
Fe	18	—03	08	04	08	85	73
Anx	19	—80	—14	—07	—09	22	72
Nev	20	—69	—55	—21	06	18	87
Som	21	—53	17	—46	—26	37	72
Po	22	89	13	—04	03	15	83
Aq	23	—21	—00	—72	31	—08	66

Facteur I Hypercommunalité: il est composé des échelles *Po*, *Gi*, *Ac*, *So*, *Wb*, *Anx* (négativement), *Nev* (négativement) et à un moindre degré des échelles *To*, *Sc*, *Re*, *Ie*, *Fx* (négativement) et *Som* (négativement). Sauf en ce qui concerne l'échelle *Sc*, il est tout à fait comparable au premier facteur de l'analyse portant sur les hommes.

Facteur II Extraversion: il est composé des échelles *Sa*, *Sy*, *Sp*, *Do*, *Cs* et à un moindre degré *Nev* (négativement). Il est identique au second facteur de l'analyse portant sur les hommes.

Facteur III Indépendance: il est composé des échelles *Ai*, *Fx*, *Aq* (négativement), *To* et à un moindre degré *Ie*, *Cs*, *Re*, *Py* et *Som* (négativement). Il diffère du facteur III de l'analyse portant sur les hommes par la haute saturation de l'échelle *Aq* et celle faible de *Py*, mais son interprétation reste identique.

Facteur IV Communalité: il n'est composé que de la seule échelle *Cm*. Il est identique au facteur communalité des hommes.

Facteur V Féminité: il est composé de l'échelle *Fe* et à un moindre degré *Re* et *Sc*. Il est semblable au facteur du même nom chez les hommes et se rapproche du facteur « force du sur moi » de Mitchell et Pierce Jones.

Cette analyse met en évidence la similitude des structures factorielles pour les hommes et pour les femmes. Il existe quelques différences de détail, mais qui ne modifient pas l'interprétation des facteurs. Le facteur « acquiescence » n'apparaît pas et se trouve englobé avec le facteur « indépendance », mais nous avons vu que le contenu de l'échelle *Aq* le rapprochait de ce facteur.

b) *Validation:* les résultats des corrélations entre les échelles du CPI et l'indication globale de la valeur professionnelle des secrétaires, se trouvent dans le tableau LXXII. Les échelles les plus valides sont *Do*, *Cs*, *To*, *Ac*, *Sy*, *Ie*, *Sp*, *Sa* et *Cm*, c'est-à-dire celles du facteur extraversion principalement. Pour essayer de mieux comprendre les relations entre personnalité et réussite professionnelle, nous avons regroupé des rubriques du questionnaire d'appréciation en 4 catégories : « connaissances professionnelles » (points 1 + 2 + 3), autonomie (points 4 + 5 + 6), adaptabilité (point 7) et contacts sociaux (points 10 + 11 + 12) et calculé des corrélations bissériales avec les notes en facteurs du CPI, en prenant pour chacune des catégories les employées se situant en-dessus ou en-dessous de la moyenne. Les résultats sont consignés dans le tableau LXXIII. Les « connais-

TABLEAU LXXIII

VALIDITÉ DES FACTEURS DU CPI, POUR LES EMPLOYÉS DE BUREAU, VIS-A-VIS DES CATÉGORIES DU QUESTIONNAIRE D'APPRÉCIATION (r significatif à .33 pour 5 % et .42 pour 1 %)

	Connais. profess.	Autonomie	Adaptabilité	Contacts sociaux
Extraversion	.42	.46	.43	.20
Hypercomm.	.17	.28	.08	.28
Indépendance	.37	.38	.46	.11
Communalité	.24	.42	.40	.10
Féminité	—.25	—.13	—.03	—.18
Acquiescence	—.07	—.08	—.07	.11

TABLEAU LXXII

VALIDITÉ PRÉDICTIVE DU CPI POUR LES SECRÉTAIRES VIS-A-VIS DE L'APPRÉCIATION GLOBALE DES DIRECTEURS (× 100)

(*r* significatif à .32 pour 5 % et .42 pour 1 %)

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	Age
47	44	40	37	34	19	31	02	—01	41	10	37	41	28	40	34	25	—18	—09	15	37	.30

TABLEAU LXXIV

VALIDITÉ PRÉDICTIVE DU CPI POUR LES SECRÉTAIRES, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Gi*, *Cm*, *Po* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE (× 100)

(*r* significatif à .32 pour 5 % et .42 pour 1 %)

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
47	44	40	37	33	17	31	00	—10	41	00	36	47	27	45	33	24	—16	—07	12	37	*Gi*
34	35	32	23	27	04	13	13	—07	33	03	— 00	30	24	27	30	27	—11	—13	06	37	*Cm*
47	44	41	36	34	17	30	—02	—04	44	08	38	41	29	43	33	23	—16	00	13	37	*Po*
46	43	39	34	31	11	28	—09	—09	40	—01	35	43	25	42	31	24	—16	—04	00	37	*Aq*

sances professionnelles » sont en rapport avec l'extraversion et l'indépendance, l'« autonomie » avec l'extraversion, la communalité et l'indépendance, l'« adaptabilité » avec l'indépendance, l'extraversion et la communalité. Quant aux « contacts sociaux », ils ne sont en rapport avec aucun facteur, le plus proche étant hypercommunalité. Ceci peut provenir du caractère hétérogène de cette catégorie qui comporte des contacts directs et indirects avec des collègues ou des supérieurs. Le reste des résultats donne une image assez cohérente.

Lorsque l'on enlève l'influence des biais par corrélation partielle (tabl. LXXIV), les relations trouvées ont tendance à baisser ou à rester inchangées, leur élimination n'est donc pas souhaitable.

Il n'y a aucune personne ayant un score supérieur à la limite fixée pour l'échelle *Gi*, ni aucune détectée par les fonctions discriminantes. L'« honnêteté » des réponses explique sans doute pour une part les « hautes validités trouvées ». L'élimination des personnes détectées par leur distance aboutit à éliminer les validités trouvées précédemment (tabl. LXXV).

10. *Conclusion :* Dans les limites dues au nombre restreint de sujets, cette étude a montré que le CPI utilisé en situation de sélection avait une valeur prédictive vis-à-vis du succès professionnel des employées de bureau. Les hautes valeurs trouvées s'expliquent sans doute par l'« honnêteté » des réponses, dont on peut se demander si elle est due au rejet des candidatures des personnes présentant des protocoles « douteux » ou à une attitude naturelle chez ce groupe professionnel. L'élimination des biais ne semble pas souhaitable dans ce cas.

7. Mécaniciens.

1. *Lieu de l'étude :* une grande entreprise industrielle à Neuchâtel.

2. *Recueil des données :* lors de l'embauche les ouvriers qualifiés passent une

batterie de tests destinée à leur sélection. Nous avons repris tous les dossiers des candidats engagés ayant passé tout ou partie de la batterie de sélection. La partie de cette étude, relative aux aptitudes, a été effectuée par C. Fusier (1964).

3. *Titre de la profession:* mécanicien.

4. *Critères:* un questionnaire d'appréciation comprenant 6 questions (Annexe VI) en rapport avec le travail, se terminant par une appréciation globale en 6 points. Les chefs directs des ouvriers ont répondu à ce questionnaire. Les deux informations (globale et analytique) ont été additionnées après normalisation pour avoir une indication globale (elles corrèlent à .83).

5. *Échantillon:* hommes de 19 à 50 ans (moyenne : 27,05; sigma : 7,74) ayant de 6 mois à 10 ans d'ancienneté.

6. *Nombre de cas:* 42.

7. *Prédicteurs:* le PM 47 de Raven (intelligence générale), le Walther Mécanique (aptitude à la mécanique) et le CPI complet.

8. *Résultats:* Les résultats sont consignés dans le tableau LXXVI. En ce qui concerne les aptitudes, seul le Walther Mécanique est valide; en ce qui concerne la personnalité, seule l'échelle *So* est valide à 1 p. 100 et l'échelle *Fx* (négativement) à 5 p. 100. Pour essayer de mieux comprendre les relations entre personnalité et réussite professionnelle, nous avons regroupé les rubriques du questionnaire d'appréciation en 3 catégories : compétence professionnelle (points 1 + 2 + 4), promotion (points 3 + 5) et contacts sociaux (point 6), et calculé des corrélations bissériales. Les résultats sont consignés dans le tableau LXXVII. La compétence professionnelle est en rapport avec l'indépendance et l'hypercommunalité, la promotion avec la féminité et les contacts sociaux avec l'hypercommunalité et la communalité.

Lorsque l'on enlève l'influence des biais, les relations trouvées ont tendance

TABLEAU LXXV

Validité prédictive du CPI pour les secrétaires, les sujets détectés par les méthodes suivantes : échelle *Gi*, Distance, Fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse (*FDS*) ayant été enlevés (× 100)

Pour *Dist*, *r* significatif à .51 pour 5 % et .64 pour 1 %.

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
03	—12	07	—13	03	14	31	—16	27	48	—00	18	31	44	10	19	39	—16	07	04	13	*Gi* *Dist.* *FDS*

TABLEAU LXXVI

Validité prédictive du CPI pour les mécaniciens vis-a-vis des indications globales (× 100)

r significatif à .30 pour 5 % et à .39 pour 1 %

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Sc*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N		*PM*	*WM*	Age
—11	—03	—04	—27	—01	—01	17	40	12	01	17	21	08	02	10	14	—30	14	29	14	42		.27	.39	.12

TABLEAU LXXVII

VALIDITÉ DES FACTEURS DU CPI POUR LES MÉCANICIENS VIS-A-VIS DES CATÉGORIES DU QUESTIONNAIRE D'APPRÉCIATION
(*r* significatif à .30 pour 5 % et .39 pour 1 %)

	Compétence	Promotion	Contacts sociaux
Extraversion	—.13	—.00	—.01
Hypercommunalité	.31	.15	.39
Indépendance	.29	—.00	—.00
Communalité	.15	.20	.31
Féminité	.12	.30	—.01
Acquiescence	—.00	.15	.04

à baisser ou à rester inchangées, sauf en ce qui concerne l'élimination de l'acquiescence qui accroît légèrement les validités (tabl. LXXVIII).

L'élimination des sujets détectés par leur score à l'échelle *Gi* accroît considérablement les validités et fait apparaître des relations significatives avec les échelles *Re*, *Gi*, *Po* et *Sp* (négativement). L'élimination des sujets détectés par les fonctions discriminantes calculées sur l'échantillon suisse n'a pratiquement pas d'effet, ce qui est sans doute dû au nombre très faible de sujets détectés. L'élimination des sujets détectés par leur distance n'a pas non plus d'effet notable, étant donné le trop grand nombre de sujets touchés (tabl. LXXIX).

9. *Conclusion :* Dans les limites dues au nombre restreint de sujets, cette étude a montré que le CPI, utilisé en situation de sélection, avait une valeur prédictive vis-à-vis du succès professionnel des mécaniciens. Il semble que pour cette catégorie professionnelle, l'échelle *Gi* soit un meilleur prédicteur de la « tricherie », tel qu'on peut l'apprécier d'après ses effets sur la validité, que les fonctions discriminantes. L'élimination des biais n'est guère souhaitable, sauf peut-être en ce qui concerne l'acquiescence.

8. Conclusion.

Malgré la faiblesse des effectifs utilisés et l'absence de contrevalidation, les études effectuées dans les milieux sco-

TABLEAU LXXVIII

VALIDITÉ PRÉDICTIVE DU CPI POUR LES MÉCANICIENS, L'INFLUENCE DES ÉCHELLES *Gi*, *Cm*, *Po* ET *Aq* AYANT ÉTÉ ENLEVÉE PAR CORRÉLATION PARTIELLE (× 100)
r significatif à .30 pour 5 % et à .39 pour 1 %

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Se*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
—12	—12	—07	—24	03	—12	07	37	—12	—18	—00	29	—10	— 05	04	—19	—36	07	27	25	42	*Gi*
—07	10	—01	—25	03	02	16	36	15	04	29	00	—08	11	08	15	—17	—23	07	34	42	*Cm*
—20	—21	—13	—26	—04	—24	03	29	—16	—23	—12	27	—27	—06	—12	—24	—30	03	00	23	42	*Po*
—10	02	—03	—25	—01	07	23	43	24	15	27	18	14	16	15	—12	—28	18	34	00	42	*Aq*

TABLEAU LXXIX

VALIDITÉ PRÉDICTIVE DU CPI POUR LES MÉCANICIENS, LES SUJETS DÉTECTÉS PAR LES MÉTHODES SUIVANTES : ÉCHELLE *Gi*, DISTANCE, FONCTIONS DISCRIMINANTES CALCULÉES SUR L'ÉCHANTILLON SUISSE (*FDS*) ET L'UNE OU L'AUTRE DES FONCTIONS DISCRIMINANTES (*FD*), AYANT ÉTÉ ENLEVÉS (× 100)
Pour *Gi* et *FDS*, *r* significatif à .31 pour 5 % et .41 pour 1 %.
Pour *Dist*, *r* significatif à .35 pour 5 % et .45 pour 1 %.

Do	*Cs*	*Sy*	*Sp*	*Sa*	*Wb*	*Re*	*So*	*Se*	*To*	*Gi*	*Cm*	*Ac*	*Ai*	*Ie*	*Py*	*Fx*	*Fe*	*Po*	*Aq*	N	
—23	02	—15	—33	—14	27	39	51	28	20	39	22	21	23	22	05	—24	12	44	02	34	*Gi*
—04	—13	—11	—38	02	—12	20	39	03	—19	18	11	06	02	—13	27	16	10	24	17	29	*Distance*
—08	05	—05	—20	03	16	17	38	11	05	13	20	08	04	17	20	34	08	31	09	39	*FDS*

laires ou industriels tendent à prouver que le CPI est un prédicteur valide du succès, que l'honnêteté des réponses est un facteur déterminant de leur validité et que les biais peuvent dans la majorité des cas être totalement négligés.

III. CONCLUSION ET DISCUSSION

Au terme de ce travail, nous pensons avoir apporté des indications concernant l'utilité pratique des concepts d'acquiescence, de désirabilité sociale et de tricherie. En ce qui concerne les deux premiers, les bases théoriques, ainsi que les moyens de mesure, ne font pas l'unanimité, et le désir de tenir compte et d'éliminer les biais tels qu'ils sont mesurés habituellement, s'il peut être utile dans les problèmes de classification, peut entraîner une perte d'information dans ceux de sélection. Cette constatation va dans le sens des arguments de Gough, qui pense que par sa construction empirique le CPI tire partie des biais s'ils existent et s'ils sont en relation avec le critère. Cependant, cette position n'est valable que vis-à-vis du critère utilisé pour la construction des échelles et l'utilisation du CPI dans des situations différentes et pour prédire d'autres comportements, nécessitait de vérifier la généralisation de cette argumentation. Il semble bien que dans la majorité des cas, il n'y ait rien à gagner à vouloir éliminer les biais.

Le problème le plus important semble bien être celui de l'honnêteté des réponses et de la détection des « tricheurs ». Bien que la procédure utilisée pour évaluer les effets de la tricherie, en demandant à des sujets de jouer un rôle, puisse être critiquée, il ne semble pas que d'autres méthodes aient été préconisées ou puissent même être envisagées. L'étude des effets des rôles, sur le profil du CPI, a mis en évidence que les sujets échouent dans une certaine mesure à paraître ce qu'ils désirent paraître, mais que le pattern des notes pour chaque rôle présente des particularités qui peuvent servir à les identifier. Cette constatation devrait permettre d'améliorer la détection des tricheurs. En effet, nous avons vu que des consignes générales du genre de celles que nous avons utilisées aboutissent à suggérer deux rôles seulement. On peut se demander si dans des situations réelles de sélection, le nombre de rôles assumés n'est pas plus grand. Il serait souhaitable de poursuivre dans cette voie, en étudiant pour chaque groupe professionnel et pour des postes différents, l'effet de la simulation. Malgré tout, les méthodes de détection utilisées dans cette étude, score à l'échelle *Gi* et fonctions discriminantes, ont permis d'accroître sensiblement la valeur prédictive du CPI et de faire disparaître des relations « aberrantes ». Les autres méthodes essayées n'ont pas donné les résultats escomptés et il semble bien que ce soit dans ces deux directions qu'il faille poursuivre : création d'échelles empiriques de détection et fonctions discriminantes.

Malgré les effectifs faibles et l'absence de contre-validation, nous pensons que les études présentées sont indicatives de la valeur du CPI pour le pronostic du succès, dans la mesure où les résultats trouvés sont en accord avec les études américaines antérieures, sont compatibles avec la signification des échelles et concernent des situations aussi différentes que des examens de sélection obligatoires et des passations volontaires, des milieux scolaires et des milieux industriels, des adolescents et des adultes, des hommes et des femmes, et utilisent des validités concurrentes et prédictives.

Au début de ce travail, nous nous posions deux questions : la première de nature technique et méthodologique : les questionnaires de personnalité sont-ils valides? la seconde de nature éthique : a-t-on le droit de les utiliser?

Les résultats de cette étude semblent indiquer que pour le CPI, dans la mesure où des précautions méthodologiques sont prises, les indications issues de ce questionnaire peuvent apporter une contribution originale pour le pronostic du succès.

La seconde question ne peut faire l'objet que de réponses individuelles, chaque psychologue devant y répondre pour lui-même. Ce que nous voulons présenter, ce ne sont donc que nos idées,

qui n'engagent que notre propre responsabilité et ne doivent être considérées que comme une opinion particulière.

Lorsque l'on se pose la question de l'utilisation des questionnaires de personnalité, en situation de sélection, on doit tout d'abord répondre à celle plus générale de l'utilisation des techniques psychologiques à l'embauche : Quels sont leurs avantages et leurs inconvénients pour l'entreprise et pour l'individu? Si l'on voit clairement le gain que peut en retirer une entreprise : productivité accrue, stabilité du personnel, réduction de la durée de mise au courant, prévention des accidents, etc., les avantages pour les individus sont plus contestables. Il y a bien sûr le sentiment de justice : l'embauche ne dépend plus uniquement des passe-droits et les chances de chacun sont égales, les candidats qui n'ont pas eu le privilège de poursuivre des études ont plus de chances de se voir acceptés ou formés et chacun peut espérer être placé au poste qui lui convient le mieux. Mais cela suppose une grande objectivité et une grande efficacité de la part du psychologue ainsi qu'une position neutre aussi bien vis-à-vis de l'entreprise que du candidat. Sans ces conditions, les tests quels qu'ils soient sont une menace pour l'individu : ils le catégorisent, l'étiquettent et sont utilisés d'une façon qui échappe à son contrôle. La position du psychologue vis-à-vis de l'entreprise et du candidat, ainsi que la signification de l'examen pour l'un comme pour l'autre, a une importance primordiale. Il est donc nécessaire de clarifier le rôle du psychologue et d'apporter certaines garanties, dont la première est de n'utiliser que des instruments valides et la seconde de ne pas porter préjudice à l'individu. Pour cela il semble que les informations transmises à l'entreprise soient le point critique : elles ne doivent pas servir à juger l'individu, mais à évaluer ses chances de succès pour un poste et une entreprise particulière vis-à-vis de normes déterminées ou d'autres candidats. Ce n'est donc pas une description en terme de valeur qui doit être faite, mais en terme de comparaison entre les exigences d'un poste et les probabilités qu'un individu les satisfasse.

Dans cette perspective, qu'est-ce qui différencie l'appréciation de ces probabilités à partir des techniques habituelles, aptitude, *curriculum vitae*, entretien, etc., de celle fondée sur la personnalité? Il est certain que les questionnaires de personnalité, de par les sujets qu'ils abordent, sont mal acceptés par les candidats qui y voient souvent une sorte d'investigation policière ou de curiosité malsaine vis-à-vis de leurs opinions, leurs pensées, ou leur mode de vie. Cependant, dans la mesure où ils apportent des indications valides vis-à-vis du succès, indépendantes de celles issues des autres techniques, les questionnaires de personnalité peuvent être conçus comme un moyen de lutter contre un certain conformisme et de promouvoir une plus grande diversité dans les modes d'accomplissement personnel. Les recherches récentes, dans le domaine des critères de réussite, tendent à prouver qu'il n'y a pas un critère unique de réussite, mais plusieurs et que l'on peut « réussir » de façon différente. Les aptitudes, l'expérience, etc., permettent sans doute de prévoir un certain style de réussite, et la personnalité un autre style. Le problème est alors de déterminer différents modes de réalisations dont on ne puisse pas dire que l'un soit préférable à l'autre, mais simplement qu'ils sont différents. La prise en considération des éléments de la personnalité permettrait de mieux tenir compte de cette diversité et de la valoriser. On peut également espérer que l'inclusion de l'appréciation de la personnalité permettrait de mieux répondre non seulement à la question de l'adéquation d'une personne à un poste, mais aussi à celle de l'adéquation du poste à la personne et de modifier radicalement les rapports psychologue-examiné. Le psychologue aurait non seulement pour tâche d'indiquer à l'entreprise le ou les candidats susceptibles de convenir au poste, mais aussi de préconiser des modifications au poste en fonction des candidats et surtout de conseiller l'individu sur le choix d'une entreprise ou d'un poste particulier.

Cependant, ces perspectives sont encore

lointaines, et pour l'instant on ne peut que conseiller de poursuivre les recherches, d'affiner les méthodes, d'étudier et de diversifier les critères, enfin de recueillir le plus de faits possibles permettant d'arriver à un niveau de confiance suffisant, légitimant l'utilisation des questionnaires de personnalité.

A cet égard, nous tenons à préciser que les méthodes de détection des « tricheurs » ne sont dans notre esprit que des outils de recherches qui ne doivent pas être utilisés contre les individus, en situation réelle d'examen : l'honnêteté des réponses doit être le fruit de la confiance.

Ceci suppose que le candidat soit bien informé de l'utilisation qui sera faite de ses réponses, c'est-à-dire uniquement en termes de probabilité de réussite. Il doit pouvoir être libre de refuser ces techniques, en acceptant l'incertitude plus grande du rapport que le psychologue pourra faire à son sujet. Nous pensons que c'est uniquement dans cette situation libre que les questionnaires de personnalité peuvent trouver leur place dans les examens psychologiques.

Nous espérons par cette étude avoir contribué à une meilleure compréhension de l'homme et des facteurs de succès, pour mieux adapter réciproquement le travail et l'homme.

RÈSUMÉ

Chacun est conscient de l'importance de la personnalité dans la réussite professionnelle, mais les méthodes d'évaluation, entretien, épreuves projectives ou objectives, ne semblent pas avoir apporté d'évidences déterminantes sur ce sujet. Les épreuves empiriques et objectives semblent plus prometteuses, mais un certain nombre d'auteurs critiquent leur susceptibilité aux « biaïs » et à la tricherie.

En ce qui concerne les biais, les conceptions sont contradictoires. L'acquiescence a d'abord été conçue comme une tendance à répondre « oui » sans se soucier du contenu, ensuite comme un trait stable de personnalité et enfin les dernières recherches remettent en cause son existence. La désirabilité sociale n'est pas clairement différenciée de la tricherie.

Pour essayer d'évaluer l'utilité pratique de ces concepts, une étude a été entreprise, cherchant à exploiter des données recueillies en situation de sélection, à l'aide d'un questionnaire de personnalité, le CPI. De cette étude il ressort que les biais, acquiescence, désirabilité sociale ou tricherie, n'affectent pas la structure factorielle du CPI. Les relations entre échelles d'acquiescence et dissymétrie des échelles s'expliquent autant par le contenu que par l'acquiescence. Certaines relations entre désirabilité sociale et propriétés métriques des échelles, s'expliquent aussi bien par la popularité des items. La relation entre la désirabilité sociale des items et leur popularité semble fonction à la fois de l'honnêteté des réponses et du contenu des items. Le processus de simulation aboutit à des patterns différents selon le rôle assumé.

La validité du CPI vis-à-vis du succès scolaire ou professionnel n'est pas augmentée par l'élimination des biais et tend plutôt à être abaissée, tandis que leur prise en considération augmente la précision du classement dans un groupe professionnel. Autant que l'on puisse en juger à partir de nos données, seul le concept d' « honnêteté » des réponses semble avoir une « utilité » pratique dans les situations réelles de sélection. On doit donc surtout s'attacher à étudier le processus de « tricherie » et à détecter les « tricheurs ». L'échelle Gi fournit un moyen efficace de même que les « fonctions discriminantes ». L'élimination des tricheurs n'a pas d'effet sensible sur le pouvoir discriminant du CPI, alors qu'elle accroît sa valeur prédictive vis-à-vis du succès scolaire ou professionnel et évite de trouver des relations aberrantes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ALLPORT, G. W. et VERNON, P. E. (1933). — *Studies in expressive movement.* New York, MacMillan.

ANZIEU, D. et al. (1963). — *Bulletin de Psychologie*, n° 225, **17**.

ARMATAS, J. P. et COLLISTEN, E. G. (1959). — An investigation of personality effects related to like — indifferent — dislike response patterns on the Strong Vocational Interest Blank. Paper read at the A. P. A. Cincinnati.

ASTIN, A. W. (1964). — *Test reviews: The use of tests in research on students of high ability.* J. couns. Psychol., **11**, 400-405.

BANTA, T. J. (1959). — A study of response style as a function of specificity of referent. Paper read at A. P. A. Cincinnati.

BASS, B. M. (1956). — Development and evaluation of a scale for measuring social acquiescence. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **53**, 296-299.

BASS, B. M. (1957). — Undiscriminated operant acquiescence. *Educ. Psychol. Measmt.*, **17**, 83-85.

BENDIG, A. W. (1960). — Further analysis of « anxiety » and « neuroticism » inventories. *J. consult. Psychol.*, **24**, 161-167.

BENNETT, L. A. et RUDOFF, A. (1957). — Evaluation of modified administration of the CPI. *J. clin. Psychol.*, **13**, 303-304.

BERG, J. A. et RAPAPORT, G. M. (1954). — Response bias in an unstructured questionnaire. *J. Psychol.*, **38**, 475-481.

BERG, J. A. (1955). — Response bias and personality : The deviation hypothesis. *J. Psychol.*, **40**, 60-71.

BERNREUTER, R. G. (1933). — Construction of the Personality Inventory. *J. soc. Psychol.*, **4**, 387-405.

BLOCK, J. (1965). — *The challenge of response set.* Century Serv. Appleton.

BONNARDEL, R. (1964). — Intelligence, caractère et physionomie. *Le Travail Humain*, **26**, 313-324.

BROEN, W. E. Jr et WIRT, R. D. (1958). — Varieties of response sets. *J. consult. Psychol.*, **22**, 237-240.

BROWN, P. K. (1960). — The social desirability variable and verbal learning performance. *J. educ. Psychol.*, **51**, 52-59.

BUDEN, W., BUDEN, F. A. et COWEN, E. L. (1959). — The social desirability of trait descriptive terms : a paired comparison approach. Paper read at E. P. A. Atlantic City.

BURKET, R. (1959). — *A matatical controlehm for social desirability response set.* University of Washington, Seattle.

CAMPBELL, J. T. (1962). — Assessment of higher level personel. *Pers. Psychol.*, **15**, 57-74, 441-446.

CARDINET, J. et HUNT, H. F. (1955). — L'influence de l'attitude des sujets sur la composition factorielle du MMPI. *Rev. Psychol. Appliquée*, **5**, 97-117.

CARDINET, J. et MONTANDON, A. M. (1963). — *Évaluation des emplois.* Neuchâtel, La Baconnière.

CARDINET, J. et GENDRE, F. (1965). — Vérification et contrôle des fonctions discriminantes appliquées à la Batterie Générale d'Aptitudes. *Bull. C.E.R.P.*, **14**, 244-260.

CHALL, J. S. (1958). — *Readability: an appraisal of research and application.* Columbus, Ohio State University Press.

CHALUPSKY, A. (1962). — Comparative factor analysis of clerical jobs. *J. Appl. Psychol.*, **46**, 62-66.

CHAPMAN, L. J. et CAMPBELL, D. T. (1957). — Response set in the F scale. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **54**, 129-132.

CHAPMAN, L. J. et BOCK, R. D. (1958). — Components of variance due to acquiescence and content in the F scale measure of authoritarianism. *Psych. Bull.*, **54**, 129-132.

CHAPMAN, L. J. et CAMPBELL, D. T. (1959). — Absence of acquiescence response set in the Taylor Manifest Anxiety Scale. *J. consult. Psychol.*, **23**, 465-466.

CHRISTIE, R. et COOK, P. (1958). — A guide to published literature relating to the authoritarian personality through 1956. *J. Psychol.*, **45**, 171-199.

CHRISTIE, R., HAVEL, J. et SEIDENBERG, B. (1958). — Is the F scale irreversible? *J. abnorm. soc. Psychol.*, **56**, 143-159.

CLARK, K. E. (1961). — *The vocational interests of non-professional men.* University of Minnesota Press, Minneapolis.

COHEN, J. (1960). — A coefficient of agreement for nominal scales. *Educ. Psychol. Measmt.*, **20**, 37-54.

COHN, T. S. (1956). — The relation of the F scale to a response set to answer positively. *J. soc. Psychol.*, **44**, 129-133.

COUCH, A. et KENNISTON, K. (1960). — Yeasayers and naysayers : agreeing response set as a personality variable. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **60**, 151-174.

CRITES, J. O. (1964). — Test reviews : The California Psychological Inventory. I. As a measure of the normal personality. II. As a measure of client personalities. *J. counsel. Psychol.*, **2**, 106-111, 215-218.

CRITES, J. O., BECHTOLD, H. P., GOODSTEIN, L. et HEILBRUN, A. (1961). — A factor analysis of the California Psychological Inventory. *J. Appl. Psychol.*, **45**, 408-414.

CRONBACH, L. J. (1946). — Response sets and test validity. *Educ. Psychol. Measmt.*, **6**, 475-494.

CRONBACH, L. J. (1953). — Assessing profile similarity. *Psychol. Bull.*, **50**, 456-473.

CRONBACH, J. L. (1965). — Generalizability of stratified parallel tests. *Psychometrika*, **30**, 39-56.

CROWNE, D. P. et MARLOWE, J. L. (1960). — A new scale of social desirability independent of psychopathology. *J. consult. Psychol.*, **24**, 349-354.

DAMARIN, F. et MESSICK, S. (1965). — *Response styles as personality variables:* a theorical integration of multivariate research. Educational Testing service, Princeton.

DAVIDSON, M. a., MCINNES, R. G. et PARNELL, R. W. (1957). — The distribution of personality traits in seven year old children. *Brit. J. educ. Psychol.*, **27**, 48-61.

DE SOTO, C. B. et KUETHE, J. L. (1959). — The set to claim indesirable symptoms in personality inventories. *J. consult. Psychol.*, **23**, 496-500.

DE SOTO, C. B., KUETHE, J. L. et BOSLEY, J. J. (1959). — A redefinition of social desirability. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **58**, 273-275.

DICKEN, C. F. (1959). — Simulated patterns on the Edwards Personal Preference Schedule. *J. appl. Psychol.*, **43**, 372-378.

DICKEN, C. F. (1960). — Simulated patterns on the California Psychological Inventory. *J. counsel. Psychol.*, **7**, 23-31.

DICKEN, C. F. (1963). — Good impression, social desirability and acquiescence as suppressor variables. *Educ. psychol. Measmt.*, **28**, 699-718.

DULF, F. L. (1965). — Item subtlety in personality inventory scales. *J. consult. Psychol.*, **29**, 565-570.

DUNNETTE, M. D. et AYLWARD, M. S. (1956). — Validity information exchange n°s 9-21. D. O. T. Code. Design and development engineers. *Pers. Psychol.*, **9**, 245-247.

DUNNETTE, M. D., KIRCHNER, W. K. et DE GIDIO, J. (1958). — Relations among scores on EPPS, CPI et SVIB for an industrial sample. *J. appl. Psychol.*, **42**, 178-181.

EDWARDS, A. L. (1953). — The relationship between the judged desirability of a trait and the probability that the trait will be endorsed. *J. appl. Psychol.*, **37**, 90-93.

EDWARDS, A. L. (1957). — *The social desirability variable in personality assessment and research.* New York, Dryden.

EDWARDS, A. L. (1959). — Social desirability and the description of others. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **59**, 434-436.

EDWARDS, A. L. (1963). — A factor analysis of experimental social desirability and response set scales. *J. appl. Psychol.*, **47**, 308-316.

EDWARDS, A. L. et DIERS, C. J. (1965). — Neutral item as a measure of acquiescence. *Educ. psychol. Measmt.*, **23**, 352-356.

EDWARDS, A. L., WRIGHT, E. C. et LUNNEBORG, C. E. (1959). — A note on « Social desirability as a variable in the Edwards Personal Preference Schedule ». *J. consult. Psychol.*, **23**, 558-559.

EDWARDS, A. L., WALSH, J. A. et DIERS, C. J. (1963). — The relationship between social desirability and internal consistency of personality scales. *J. appl. Psychol.*, **47**, 255-259.

ELLIOT, L. L. (1961). — Effects of item construction and respondent aptitude on response acquiescence. *Educ. psych. Measmt.*, **21**.

ENGELHART, M. D. (1965). — A comparison of several item discrimination indices. *Educ. psychol. Measmt.*, **23**, 69-76.

EYSENCK, H. J. (1947). — *Dimensions of Personality.* London, Kegan Paul.

EYSENCK, H. J. (1960). — A rational system of diagnosis and therapy in mental illness. In *Progress in Clinical Psychology*, **4**, 46-64. New York, Grune et Stratton.

FLANAGAN, J. C. (1939). — General considerations in the selection of test items. *J. educ. Psychol.*, **30**, 674-680.

FORDYCE, W. E. (1956). — Social desirability in the MMPI. *J. consult. Psychol.*, **20**, 171-175.

FOREHAND, G. A. Jr (1958). — *Cognitive correlates of response styles.* Unpublished doctoral dissertation. University of Illinois.

FRICKE, B. G. (1956). — Response bias as a suppressor variable in the OAIS and MMPI. *J. consult. Psychol.*, **20**, 161-169.

FRICKE, B. G. (1957). — A response bias (B) scale for the MMPI. *J. counsel. Psychol.*, **4**, 149-156.

FRUCHTER, B. (1954). — *Introduction to factor analysis.* Princeton N. J., D. Van Nostrand Co, Inc.

FUJITA, B. (1957). — *An investigation on the applicability of the PPS to a cultural subgroup.* Unpublished master's thesis. University of Washington.

FUSIER, C. (1964). — Validité du PM47 et du Walther Mécanique pour les ouvriers qualifiés. Manuscrit non publié.

GAGE, N. L., LEAVITT, G. S. et STONE, G. C. (1957). — The psychological meaning of acquiescence set for autoritarianism. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **55**, 98-103.

GANWOOD, S. D. (1964). — Personality factors related to creativity in young scientists. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **68**, 413-419.

GENDRE, F. (1964). — *a*) Validation d'une « batterie secrétaire ». *Bull. C.E.R.P.*, **13**, 167-180.

GENDRE, F. (1964). — *b*) Validation d'un test de créativité en construction de machines. *Revue Suisse de Psych.*, **23**, 260-265.

GENDRE, F. (1966). — Étude descriptive des professions de la mécanique. *Revue Suisse de Psych.* (à paraître).

GOLDBERG, L. R. et RORER, L. G. (1964). — Test-retest item statistics for the California Psychological Inventory. *Ori research monograph*, **4**, 1.

GOODSTEIN, L. D. et SCHRADER, W. J. (1963). — An empirically derived managerial key for the CPI. *J. appl. Psychol.*, **7**, 42-45.

GORDON, L. V. (1953). — Some interrelationships among personality item characteristics. *Educ. psychol. Measmt.*, **13**, 264-272.

GOUGH, H. G. (1957). — *Manual for the California Psychological Inventory.* Palo Alto, Consulting Psychologists Press.

GOUGH, H. G. (1964). — A cross cultural study of achievement motivation. *J. appl. Psychol.*, **48**, 191-196.

GOUGH, H. G. (1965). — *a*) Conceptual analysis of psychological test scores and other diagnostic variables. *J. abnorm. Psychol.*, **70**, 294-302.

GOUGH, H. G. (1965). — *b*) Cross cultural validation of a measure of asocial behavior. *Psychol. Reports*, **17**, 379-387.

GUION, R. M. et GOTTLER, R. F. (1965). — Validity of personality measures in personnel selection. *Pers. Psychol.*, **18**, 135-164.

HANLEY, C. (1956). — Social desirability and responses to items from three MMPI scales : D, Sc et K. *J. appl. Psychol.*, **40**, 324-328.

HANLEY, C. (1959). — Responses to the wording of personality test items. *J. consult. Psychol.*, **23**, 261-265.

HEILBRUN, A. B., DANIEL, J. L., GOODSTEIN, L. D., STEPHENSON, R. R. et CRITES, J. O. (1962). — The validity of two-scale pattern interpretation on the California Psychological Inventory. *J. appl. Psychol.*, **46**, 409-416.

HESTON, J. O. (1948). — A comparison of four masculinity-feminity scales. *Educ. psychol. Measmt.*, **8**, 375-387.

HOLTZMAN, W. H., THORPE, J. S. et al. (1961). — *Inkblot Perception and Personality*, Holtzman Inkblot Technique. University of Texas Press.

HOTELLING, H. (1933). — Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *J. educ. Psychol.*, **24**, 417-441, 498-520.

HUSEK, T. R. (1961). — Acquiescence as a response set and as a personality characteristic. *Educ. psychol. Measmt.*, **21**, 220-242.

ICHHEISER, G. (1949). — Misunderstandings in human relations. *Amer. J. Sociol.*, **55**, 210-223.

JACKSON, D. N. (1960). — Stylistic response determinants in the California Psychological Inventory. *Educ. psychol. Measmt.*, **20**, 339-346.

JACKSON, D. M. et MESSICK, S. (1957). — A note on ethnocentrism and acquiescent response set. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **54**, 132-134.

JACKSON, D. N. et MESSICK, S. (1958). — Content and style in personality assessment. *Psychol. Bull.*, **55**, 243-252.

JACKSON, D. N. et MESSICK, S. (1961). — Acquiescence and desirability as response determinants on the MMPI. *Educ. psychol. Measmt.*, **21**, 771-790.

JENSEN, A. R. (1958). — Personality. *Rev. Ann. Psychol.*, **9**, 295-322.

KAHN, R. L. et CANNELL, C. F. (1957). — The dynamics of interviewing. *J. Person.*, **18**, 431-439.

KAHNEMAN, D. (1965). — Control of spurious association and the reliability of the controlled variable. *Psychol. Bull.*, **64**, 326-329.

KAISER, H. F. (1959). — Computer program for varimax rotation in factor analysis. *Educ. psychol. Measmt.*, **19**, 413-420.

KLETT, C. J. (1957). — *a*) The stability of the social desirability scale value in the Edwards Personal Preference Schedule. *J. consult. Psychol.*, **21**, 183-185.

KLETT, C. J. (1957). — *b*) The social desirability stereotype on a hospital population. *J. consult. Psychol.*, **21**, 419-421.

KRIEDT, P. H. et DAWSON, R. T. (1961). — Response set and the prediction of clerical job performance. *J. appl. Psychol.*, **45**, 175-178.

LICHTENSTEIN, E. et BRYAN, J. H. (1965). — Acquiescence and the MMPI. *J. abnorm. Psychol.*, **70**, 290-293.

LINDZEY, G. (1959). — On the classification of projective techniques. *Psychol. Bull.*, **56**, 159-168.

LOCKE, A. E. et HULIN, C. L. (1962). — A review and evaluation of the validity studies of Activity vector analysis. *Pers. Psychol.*, **15**, 25-41.

LOEVINGER, J. (1959). — Theory and techniques of assessment. *An. Rev. Psychol.*, **10**, 287-306.

LOVAAS, O. I. (1958). — Social desirability ratings of personality variables by Norwegian and American College students. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **57**, 124-125.

LYNN ULRICH et DON TRUMBO (1965). — Selection interview since 1949. *Psych. Bull.*, **63**, 100-115.

MACDERMID, C. D. (1965). — Some correlates of creativity in engineering personel. *J. appl. Psychol.*, **49**, 14-19.

MAC FARLANE, J. W., HONZEK, M. P. et DAVIS, M. H. (1937). — Reputation differences among young school children. *J. educ. Psychol.*, **28**, 161-175.

MAC KINNON, D. W. (1961). — The personality correlates of creativity : a study of American architects. In Nielsen, G. H. (Ed.). *Proceedings of the XIV International congress of Applied Psychology*. Copenhagen, **2**, 11-39. Copenhagen-Munksgaard.

MAC GEE, R. M. (1962). — Response style as a personality variable : by what criterion? *Psychol. Bull.*, **59**, 284-295.

MAC QUITTY, L. L. (1957). — Elementary linkage analysis for isolating orthogonal and obliques types and typal relevancies. *Educ. psychol. Measmt.*, **22**, 207-229.

MAC QUITTY, L. L. (1964). — Capabilities and improvments of linkage analysis as a clustering method. *Educ. psychol. Measmt.*, **24**, 441-56.

MAHONEY, T. A., JERDEE, T. H. et NASH, A. N. (1960). — Predicting managerial effectiveness. *Pers. Psychol.*, **13**, 147-163.

MASLING, J. (1960). — The influence of situational and interpersonal variables in projective testing. *Psychol. Bull.*, **57**, 65-85.

MESSICK, S. (1959). — Dimensions of social desirability. Paper read at A. P. A. Cincinnati.

MESSICK, S. (1959). — Review of the social desirability variable in personality assessment and research. *Educ. psychol. Measmt.*, **19**, 451-454.

MESSICK, S. et FREDERIKSEN, N. (1958). — Ability, acquiescence and « authoritarianism ». *Psychol. Rep.*, **4**, 687-697.

MITCHELL, J. V. et PIERCE JONES, J. (1960). — A factor analysis of Gough's California Psychological Inventory. *J. consult. Psychol.*, **24**, 453-456.

MULLER, P. (1953). — Doutes sur les méthodes projectives. *Revue Suisse de Psychol.*, **12**.

NICHOLS, R. C. et SCHNELL, R. R. (1963). — Factor scales for the California Psychological Inventory. *J. consult. Psychol.*, **27**, 228-235.

NORMAN, W. T. (1963). — Personality measurement, faking and detection : an assessment method for use in personel selection. *J. appl. Psychol.*, **47**, 225-241.

NUNNALLY, J. et HUSEK, T. P. (1958). — The phony language examination : an approach to the measurement of response bias. *Educ. psychol. Measmt.*, **18**, 275-282.

PICHOT, P. (1959). — *Manuel du Questionnaire PNP*. Centre de Psychologie Appliquée, Paris.

RAO, C. R. (1952). — *Advanced statistical methods in biometric research*. New York, John Wiley and Sons.

RIMLAND, B. (1962). — Personality test faking : expressed willingness to fake as affected by anonymity and instructional set. *Educ. psychol. Measmt.*, **22**, 747-751.

RORER, L. G. (1965). — The great response-style myth. *Psychol. Bull.*, **63**, 130-156.

RORER, L. G. et GOLDBERG, L. R. (1965). — Acquiescence and the vanishing variance component. *J. appl. Psychol.*, **49**, 422-430.

ROSEN, E. (1956). — Self appraisal, personal desirability and perceived social desirability of personality traits. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **52**, 151-158.

ROUSSON, M. (1965). — Le prestige des professions. *Revue Suisse de Psychologie*, **24**, 51-71.

RUNDQUIST, E. A. et SLETTO, R. F. (1936). — *Personality in the depression.* Minneapolis : University of Minnesota Press.

SECORD, P. F., DUKES, W. F. et BEVAN, W. (1954). — Personalities in faces : an experiment in social perceiving. *Genet. psychol. Monogr.*, **49**, 231-279.

SPRINGBETT, B. M. (1958). — Factors affecting the final decision in the employment interview. *Canadian Journ. Psychol.*, **12**, 13-22.

SPRINGOB, H. K. et STRUENING, E. L. (1964). — A factor analysis of the CPI on a high school population. *J. counsel. Psychol.*, **2**, 249-263.

STRICKER, L. J. (1963). — Acquiescence and social desirability styles, item characteristics and conformity. *Psychol. Reports*, **12**, 319-341.

TAYLOR, J. B. (1958). — *Social desirability and the MMPI performance of schizophrenics.* Unpublished doctoral dissertation. University of Washington.

TELLEGEN, A. (1965). — Direction of measurement : a source of misinterpretation. *Psychol. Bull.*, **63**, 233-243.

VERNON, M. D. (1955). — The functions of schemata in perceiving. *Psychol. Rev.*, **62**, 180-92.

WAGNER, R. (1949). — The employment interview : a critical summary. *Pers. Psychol.*, **2**, 17-46.

WAHLER, H. J. (1965). — Item popularity and social desirability in the MMPI. *J. appl. Psychol.*, **49**, 439-445.

WHERRY, R. J. et GAYLORD, G. (1943). — The concept of test and item reliability in relation to factor pattern. *Psychometrika*, **8**, 247-264.

WHERRY, R. J. et LANE, N. E. (1965). — *The K coefficient a Pearson-type substitute for the contingency coefficient.* U. S. Naval Aviation Medical Center. Pensacola, Floride.

WEISS, R. L. et MOOS, R. H. (1965). — Response biases in the MMPI : a sequential analysis. *Psychol. Bull.*, **63**, 403-409.

WIGGINS, J. S. (1958). — A review of Edwards A. L. The social desirability variable in personality assessment and research. *Contemp. Psychol.*, **3**, 326-327.

WIGGINS, J. S. (1959). — Interrelationships among MMPI measures of dissimulation under standard and social desirability instruction. *J. consult. Psychol.*, **23**, 419-427.

WIENER, D. N. (1948). — Subtle and obvious keys for the MMPI. *J. consult. Psychol.*, **12**, 164-170.

ANNEXE I

Numéros des items constituant les échelles :

Anx: 76, 99, 130, 145, 147, 156, *177, 184, 232,* 245, *279, 289, 311,* 345, *365, 398, 416, 419, 422, 453, 456, 463, 465, 467.*

Nev: 27, 38, 40, 74, 76, 83, 94, 99, 109, 111, 124, 147, 159, 161, 173, 177, 183, 186, 192, 227, 237, 239, *243, 252, 257, 258, 273, 284, 285, 334, 369, 378, 398, 416, 418, 419, 429, 438, 440, 452, 456, 467.*

Som: 79, 89, 91, 110, 144, 151, 158, 172, *232, 236, 265, 272,* 277, *298, 301, 306, 308, 309, 344, 358,* 362, 368, *381, 411,* 432, *455, 459, 463, 465, 466.*

Po: 7, 12, 29, 32, 40, *41,* 42, *45,* 49, *62,* 71, 92, 102, *108,* 111, *128,* 132, *135,* 157, 159, 161, 164, *168,* 170, *174,* 177, *181,* 191, 192, *200, 222,* 268, 273, 279, 292, 298, 302, 336, 351, *367,* 375, 390, *392,* 395, 396, 405, 416, 418, 420, 428, 431, 436, 439, *442,* 444, 453, 463, 476.

Aq: 1, 4, 8, 23, 26, 52, 58, 85, 86, 100, 103, 106, 113, 117, 122, 123, 124, 134, 137, 148, 150, 156, 163, 165, 166, 201, 206, 216, 226, 238, 247, 253, 254, *256, 266, 271, 286, 289, 300, 314, 317, 319, 344, 363, 400, 409, 424, 440, 448, 478.*

Les items en italique sont ceux qui sont scorés « Vrai ».

ANNEXE II

POURCENTAGES DE RÉPONSES A CHAQUE ITEM CALCULÉS SUR 200 PROTOCOLES, PASSÉS EN SITUATION DE SÉLECTION

QUESTIONNAIRE PSYCHOLOGIQUE

COMMENCEZ ICI

INSTRUCTIONS: Veuillez indiquer à droite votre nom, âge etc... Marquez la réponse: VRAI (V) ou FAUX (F) en mettant une croix (X) dans la case correspondant à votre choix pour chaque affirmation, comme le montre l'exemple suivant:

EXEMPLE

	1	2	3
V	X		
F			

NOM et PRÉNOM (Ecrivez lisiblement)

ÂGE:

SEXE (M ou F):

DATE

V	50	6	38	50	64	97	23	54	9	95	16	20	30	80	1	30	16	71	34	41	95	83	55	94	34	46	16	15	24	16
F	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
V	10	73	9	94	75	5	41	47	17	20	73	24	30	35	66	25	30	72	15	88	78	55	65	5	41	67	40	44	84	66
F	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
V	68	77	93	13	8	75	35	64	93	21	20	18	22	58	9	10	56	38	23	67	35	19	41	32	53	46	87	74	3	8
F	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
V	40	18	38	10	73	86	23	42	12	46	9	15	52	60	31	49	79	73	43	34	24	58	54	10	25	83	44	88	43	58
F	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120
V	24	53	48	49	84	94	86	76	60	58	79	14	65	47	85	63	45	94	43	78	70	72	41	10	8	24	18	52	94	44
F	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140	141	142	143	144	145	146	147	148	149	150
V	13	75	47	35	68	46	17	9	21	68	27	89	50	15	54	54	23	69	34	16	8	58	32	90	2	38	27	59	68	86
F	151	152	153	154	155	156	157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180
V	68	78	8	25	40	76	81	73	7	42	13	26	56	24	84	18	70	75	32	84	50	62	18	58	30	46	48	16	40	24
F	181	182	183	184	185	186	187	188	189	190	191	192	193	194	195	196	197	198	199	200	201	202	203	204	205	206	207	208	209	210
V	63	86	70	36	42	47	19	29	75	22	98	78	68	92	74	52	40	71	71	85	24	6	14	28	58	23	13	44	23	9
F	211	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223	224	225	226	227	228	229	230	231	232	233	234	235	236	237	238	239	240
V	64	73	16	26	91	76	55	58	82	33	15	16	47	47	37	53	22	35	99	99	11	43	80	84	32	55	12	23	83	7
F	241	242	243	244	245	246	247	248	249	250	251	252	253	254	255	256	257	258	259	260	261	262	263	264	265	266	267	268	269	270
V	47	20	12	9	24	90	87	93	21	65	22	62	82	28	33	56	25	18	52	82	21	74	14	11	71	13	4	8	7	44
F	271	272	273	274	275	276	277	278	279	280	281	282	283	284	285	286	287	288	289	290	291	292	293	294	295	296	297	298	299	300
V	5	27	28	86	93	5	5	5	13	71	2	99	90	44	7	94	55	32	53	31	7	95	91	3	13	84	17	73	70	2
F	301	302	303	304	305	306	307	308	309	310	311	312	313	314	315	316	317	318	319	320	321	322	323	324	325	326	327	328	329	330
V	9	28	100	40	18	27	1	17	8	60	9	95	96	56	70	16	92	97	8	17	23	2	5	96	35	81	77	12	40	5
F	331	332	333	334	335	336	337	338	339	340	341	342	343	344	345	346	347	348	349	350	351	352	353	354	355	356	357	358	359	360
V	93	84	55	29	2	14	74	89	9	41	86	2	36	4	29	62	47	14	31	92	14	89	43	1	20	40	75	24	40	19
F	361	362	363	364	365	366	367	368	369	370	371	372	373	374	375	376	377	378	379	380	381	382	383	384	385	386	387	388	389	390
V	65	70	4	98	16	17	81	18	41	52	3	1	29	40	23	7	84	94	46	77	5	84	82	79	5	12	9	25	6	25
F	391	392	393	394	395	396	397	398	399	400	401	402	403	404	405	406	407	408	409	410	411	412	413	414	415	416	417	418	419	420
V	37	6	3	52	25	57	90	24	32	6	14	86	84	26	9	23	1	14	70	51	5	87	79	19	87	94	95	54	2	71
F	421	422	423	424	425	426	427	428	429	430	431	432	433	434	435	436	437	438	439	440	441	442	443	444	445	446	447	448	449	450
V	72	37	15	3	5	9	15	71	4	84	49	34	21	94	32	35	11	35	39	75	19	43	66	12	93	16	8	45	16	20
F	451	452	453	454	455	456	457	458	459	460	461	462	463	464	465	466	467	468	469	470	471	472	473	474	475	476	477	478	479	480

NE MARQUEZ RIEN AU-DESSOUS DE CETTE LIGNE

Do	Cs	Sy	Sp	Sa	Wb	Re	So	Sc	To	Gi	Cm	Ac	Ai	Ie	Py	Fx	Fe

ANNEXE III

Pourcentages de réponses a chaque item, calculés sur 100 protocóles, passés avec des instructions de simulation

QUESTIONNAIRE PSYCHOLOGIQUE

COMMENCEZ ICI

INSTRUCTIONS: Veuillez indiquer à droite votre nom, âge etc...Marquez la réponse: VRAI (V) ou FAUX (F) en mettant une croix (X) dans la case correspondant à votre choix pour chaque affirmation, comme le montre l'exemple suivant:

EXEMPLE

	1	2	3
V	X		
F			

NOM et PRÉNOM (Ecrivez lisiblement):

ÂGE:

SEXE (M ou F):

DATE

V	74	0	62	43	47	99	14	69	4	73	12	4	13	77	0	3	69	71	43	31	99	86	37	97	15	29	4	37	10	38
F	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
V	0	23	13	67	66	8	80	3	20	8	57	37	1	19	94	90	31	38	15	95	95	93	83	2	34	53	15	19	77	59
F	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
V	99	55	53	0	23	43	25	27	74	3	12	42	3	8	5	4	52	46	8	54	24	17	3	84	31	61	80	90	0	0
F	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
V	20	11	11	2	94	92	81	47	5	69	8	44	94	86	23	61	85	93	14	50	2	89	7	13	16	79	24	84	10	39
F	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120
V	6	90	63	9	85	94	90	39	38	61	88	15	92	18	91	19	19	96	29	96	62	49	29	3	6	65	8	62	89	15
F	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140	141	142	143	144	145	146	147	148	149	150
V	13	91	25	79	59	13	4	1	1	90	15	94	98	6	39	92	90	89	9	14	34	79	19	87	1	14	1	18	89	88
F	151	152	153	154	155	156	157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180
V	93	41	6	24	16	7	22	25	2	11	22	10	88	15	84	26	75	72	37	86	14	93	22	90	31	33	13	45	37	70
F	181	182	183	184	185	186	187	188	189	190	191	192	193	194	195	196	197	198	199	200	201	202	203	204	205	206	207	208	209	210
V	80	95	93	15	76	53	54	76	19	2	94	94	60	97	36	55	5	91	67	82	33	3	21	74	93	3	8	8	94	43
F	211	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223	224	225	226	227	228	229	230	231	232	233	234	235	236	237	238	239	240
V	55	97	7	62	99	89	21	18	48	16	31	5	32	54	54	96	4	8	90	100	7	30	75	71	23	31	34	23	94	6
F	241	242	243	244	245	246	247	248	249	250	251	252	253	254	255	256	257	258	259	260	261	262	263	264	265	266	267	268	269	270
V	30	5	2	39	20	92	89	91	8	96	16	48	92	1	3	62	72	5	34	95	16	93	7	13	82	44	7	3	2	22
F	271	272	273	274	275	276	277	278	279	280	281	282	283	284	285	286	287	288	289	290	291	292	293	294	295	296	297	298	299	300
V	3	23	64	90	80	3	13	1	8	64	4	97	88	50	10	97	85	22	94	88	10	37	79	0	8	79	24	81	54	2
F	301	302	303	304	305	306	307	308	309	310	311	312	313	314	315	316	317	318	319	320	321	322	323	324	325	326	327	328	329	330
V	4	8	93	12	13	26	0	25	5	46	5	64	96	14	29	94	86	78	6	5	23	8	6	82	62	66	59	11	90	6
F	331	332	333	334	335	336	337	338	339	340	341	342	343	344	345	346	347	348	349	350	351	352	353	354	355	356	357	358	359	360
V	92	83	27	25	0	14	87	96	7	32	82	4	21	1	13	85	62	4	7	94	1	77	23	4	6	58	73	29	61	4
F	361	362	363	364	365	366	367	368	369	370	371	372	373	374	375	376	377	378	379	380	381	382	383	384	385	386	387	388	389	390
V	91	83	11	81	74	15	58	3	29	66	0	1	81	49	4	3	97	90	40	97	3	95	95	48	8	3	6	4	1	20
F	391	392	393	394	395	396	397	398	399	400	401	402	403	404	405	406	407	408	409	410	411	412	413	414	415	416	417	418	419	420
V	12	0	4	49	18	49	60	14	1	5	6	85	83	6	14	1	1	9	88	54	2	77	18	6	93	82	96	90	2	24
F	421	422	423	424	425	426	427	428	429	430	431	432	433	434	435	436	437	438	439	440	441	442	443	444	445	446	447	448	449	450
V	87	3	13	4	0	3	3	29																						
F	451	452	453	454	455	456	457	458	459	460	461	462	463	464	465	466	467	468	469	470	471	472	473	474	475	476	477	478	479	480

NE MARQUEZ RIEN AU-DESSOUS DE CETTE LIGNE

Do	Cs	Sy	Sp	Se	Wb	Re	So	Sc	To	Gi	Cm	Ac	Ai	Ie	Py	Fx	Fe

ANNEXE IV

Pourcentages de réponses a chaque item, calculés sur 50 protocoles, passés avec des instructions de tricherie

QUESTIONNAIRE PSYCHOLOGIQUE

COMMENCEZ ICI

INSTRUCTIONS: Veuillez indiquer à droite votre nom, âge etc... Marquez la réponse: VRAI (V) ou FAUX (F) en mettant une croix (X) dans la case correspondant à votre choix pour chaque affirmation, comme le montre l'exemple suivant:

EXEMPLE

	1	2	3
V	X		
F			

NOM et PRÉNOM (Ecrivez lisiblement)

ÂGE

SEXE (M ou F)

DATE

V	62	6	40	38	54	88	18	58	14	88	16	12	6	80	10	24	36	80	46	34	90	68	36	90	8	44	14	22	16	14
F	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
V	10	74	18	80	80	10	58	20	18	10	62	32	26	28	84	34	32	66	10	88	68	90	78	4	32	56	16	36	72	66
F	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
V	70	68	90	6	12	50	38	64	90	20	14	44	24	38	14	8	66	38	8	34	28	10	10	48	62	50	74	88	12	10
F	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
V	16	18	52	6	76	82	52	40	6	50	10	38	64	52	32	60	64	84	22	26	12	74	42	10	26	72	32	70	22	40
F	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120
V	26	66	66	26	72	90	74	80	56	46	56	10	76	44	82	72	46	86	46	86	78	66	24	10	12	36	8	44	88	36
F	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140	141	142	143	144	145	146	147	148	149	150
V	8	88	32	58	58	60	18	12	12	70	22	90	54	12	48	68	64	88	26	10	38	76	16	96	8	40	12	48	78	82
F	151	152	153	154	155	156	157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180
V	76	72	6	32	26	32	86	50	10	24	10	8	68	28	62	20	42	68	40	86	46	32	18	68	44	60	28	20	44	42
F	181	182	183	184	185	186	187	188	189	190	191	192	193	194	195	196	197	198	199	200	201	202	203	204	205	206	207	208	209	210
V	72	88	70	20	68	42	32	20	60	10	94	80	56	92	72	53	13	70	64	76	20	8	10	44	58	10	8	30	68	22
F	211	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223	224	225	226	227	228	229	230	231	232	233	234	235	236	237	238	239	240
V	56	78	12	46	36	82	56	50	58	22	24	12	36	76	28	72	12	8	90	92	12	38	46	78	24	94	24	20	84	12
F	241	242	243	244	245	246	247	248	249	250	251	252	253	254	255	256	257	258	259	260	261	262	263	264	265	266	267	268	269	270
V	48	12	6	40	20	86	84	84	10	66	38	52	84	6	28	56	30	10	20	86	24	78	18	12	58	30	10	6	8	42
F	271	272	273	274	275	276	277	278	279	280	281	282	283	284	285	286	287	288	289	290	291	292	293	294	295	296	297	298	299	300
V	8	20	38	76	88	8	10	12	10	74	6	92	86	46	14	32	56	24	74	72	10	90	92	8	12	74	26	66	68	8
F	301	302	303	304	305	306	307	308	309	310	311	312	313	314	315	316	317	318	319	320	321	322	323	324	325	326	327	328	329	330
V	12	32	92	20	12	24	12	10	10	48	18	82	86	42	28	68	94	88	14	18	16	6	10	90	62	84	54	10	78	10
F	331	332	333	334	335	336	337	338	339	340	341	342	343	344	345	346	347	348	349	350	351	352	353	354	355	356	357	358	359	360
V	86	80	52	36	6	16	86	92	8	48	76	8	14	8	28	68	48	20	18	88	16	84	30	10	24	40	90	30	44	8
F	361	362	363	364	365	366	367	368	369	370	371	372	373	374	375	376	377	378	379	380	381	382	383	384	385	386	387	388	389	390
V	70	76	10	92	40	18	82	6	42	64	6	6	60	62	22	12	80	88	14	84	8	84	82	58	8	12	8	8	6	18
F	391	392	393	394	395	396	397	398	399	400	401	402	403	404	405	406	407	408	409	410	411	412	413	414	415	416	417	418	419	420
V	38	10	10	42	20	42	82	12	14	4	14	78	70	20	14	14	8	4	86	30	8	80	56	4	82	36	90	72	8	66
F	421	422	423	424	425	426	427	428	429	430	431	432	433	434	435	436	437	438	439	440	441	442	443	444	445	446	447	448	449	450
V	86	12	14	12	8	10	22	72	6	84	36	16	18	74	22	24	10	34	30	72	20	34	76	10	92	16	6	46	20	24
F	451	452	453	454	455	456	457	458	459	460	461	462	463	464	465	466	467	468	469	470	471	472	473	474	475	476	477	478	479	480

NE MARQUEZ RIEN AU-DESSOUS DE CETTE LIGNE

Do	Cs	Sy	Sp	Sa	Wb	Re	So	Sc	To	Gi	Cm	Ac	Ai	Ie	Py	Fx	Fe

ANNEXE V

Nom :
Age :
Date d'engagement :
Nom du notateur :

Prénom :
Département ou service :
Date du départ :
Motif :

Veuillez compléter les informations ci-dessus. Ensuite répondez à ce questionnaire en marquant d'une croix le rectangle qui correspond le mieux à votre opinion.

	très rapide	rapide	moyenne	lente	ne fait pas partie de son travail
1. Prend rapidement et correctement les sténogrammes.					
	très soignée	soignée	moyenne	médiocre	id.
2. L'exécution des travaux de dactylographie est particulièrement soignée.					
	très rapide	rapide	moyenne	lente	id.
3. Tape rapidement en dactylographie.					
	lettres complexes	simples	très simples	pas capable	id.
4. Est capable de composer des lettres sur de simples indications générales.					
	très bien organisée	bien organisée	moyen	médiocre	id.
5. Sait organiser le classement, est capable de retrouver les documents rapidement.					
	s'organise pratiquem. seule	directives générales	directives précises	surveillance constante	id.
6. Sait organiser son travail elle-même, n'a besoin que de directives générales, espacées.					
	très rapidement	rapidement	moyennem.	lentement	id.
7. Sait s'adapter rapidement à des travaux nouveaux pour elle.					
	très efficace	efficace	peu efficace	pas efficace	id.
8. Trie avec efficience le courrier avant de le soumettre à son chef.					
	très rapide et correct	rapide	moyenne	médiocre	id.
9. Effectue rapidement et correctement les calculs statistiques qui lui sont confiés.					
	très aimable et très efficace	aimable et efficace	moyenne	peu aimable et peu efficace	id.
10. Répond au téléphone avec amabilité et renseigne avec efficience.					
	très aimable et très efficace	aimable et efficace	moyenne	peu aimable et peu efficace	id.
11. Reçoit les visiteurs avec amabilité et les renseigne avec efficience.					
	humeur égale bons rapports	généralem. bonne humeur	humeur changeante	mauvaise humeur mauvais rapports	id.
12. Est toujours de bonne humeur et a de bons rapports avec ses collègues.					

Veuillez donner une note globale en encerclant le chiffre qui paraît le mieux convenir avec votre appréciation.

6	5	4	3	2	1
secrétaire exceptionnelle	très bonne secrétaire	bonne secrétaire	secrétaire moyenne	secrétaire médiocre	mauvaise secrétaire

ANNEXE VI

FICHE DE NOTATION

Nom :
Fonction :
Date d'engagement :
Nom du notateur :

Prénom :
Département ou service :
Date de départ :
Motif :

1. Veuillez compléter les informations ci-dessus. Répondez ensuite à ce questionnaire en marquant d'une croix le rectangle qui correspond le mieux à votre opinion. .

Qualité du travail	Qualité généralement acceptable, bien qu'irrégulière et nécessitant des contrôles fréquents.	La qualité sans être parfaite est assez régulière. Peu d'erreurs.	Travail généralement bien fait, ne nécessitant pas de remarques ni de corrections.	Toutes les opérations sont effectuées avec soin. Le travail est particulièrement précis et soigné. Pas d'erreurs.
Compréhension des instructions	Comprend toujours rapidement les instructions sans qu'il soit nécessaire de les répéter.	A besoin parfois que certaines instructions lui soient répétées.	A souvent besoin que les instructions lui soient répétées.	A besoin que les instructions lui soient répétées plusieurs fois.
Organisation au travail	Doit être surveillé.	A besoin de directives précises.	N'a besoin que de directives générales.	Sait organiser son travail pratiquement seul.
Compétences professionnelles	Connaissances développées et approfondies de sa profession	Connaissances satisfaisantes répondant pleinement au travail actuel.	Connaissances suffisantes pour le travail courant.	Des lacunes dans ses connaissances professionnelles obligent à un contrôle.
Promotion	Ne sera certainement pas promu.	Aura certainement la possibilité d'être promu d'ici quelques années.	Sera promu assez rapidement.	Sera l'un des premiers à être promu.
Contacts sociaux et relations de travail	Très bons résultats. Rapports excellents avec les collègues ou les supérieurs.	Bons contacts. Les rapports sont en général bons avec la plupart des collègues ou supérieurs.	Contacts sociaux. moyens. Les rapports sont parfois difficiles avec certaines collègues ou supérieurs.	Mauvais contacts Les rapports avec les collègues ou les supérieurs sont difficiles.

2. Veuillez donner une note globale en encerclant l'un des chiffres ci-dessous qui paraît le mieux convenir à votre appréciation sur la personne intéressée.

1	2	3	4	5	6
Mauvais	Médiocre	Moyen	Bon	Très bon	Exceptionnel

ANNEXE VII

CPI

NOTES STANDARD
« T » CORRIGÉES. BARÈME HOMME

Scores bruts	Do	Cs	Sy	Sp	Sa	Wb	Re	So	Sc	To	Gi	Cm	Ac	Ai	Ie	Py	Fx	Fe	
57																			
56			56	87															
55			55	86															
54			54	85															
53			53	84															
52				83															52
51				82															51
50				81				100	86						94				50
49				80				94	62						88				49
48				78				88	78						83				48
47				77				83	75						78				47
46				76				78	72						74				46
45	98			74				73	70						70				45
44	93			73		71		69	67						67				44
43	89			72		65		66	65						64				43
42	86			71		60	89	63	62						61				42
41	83			69		56	84	60	60						58				41
40	80			68		53	80	57	58		88				55				40
39	77			67		50	76	54	56		84				53				39
38	74			65		47	72	52	54		81		86		50				38
37	72			64		45	68	50	53		78		79		48				37
36	69		86	62		43	65	47	51		74		74		46				36
35	67		83	61		41	62	45	49		71		70		44				35
34	64		80	59	95	39	58	43	48		68		66		42			99	34
33	62		77	58	91	38	56	42	46		66		62		40			96	33
32	60	90	75	56	88	36	53	40	45	81	64		58	85	38			92	32
31	58	87	72	54	85	35	51	38	43	78	62		55	83	36			89	31
30	56	84	70	53	82	34	48	37	42	74	59		52	81	34			86	30
29	54	81	67	51	79	32	46	35	41	72	57		49	79	33			82	29
28	52	78	65	49	76	31	44	34	40	69	55	70	47	77	31			79	28
27	50	75	62	47	73	30	42	33	39	66	54	63	44	74	29			76	27
26	48	72	60	45	70	29	40	32	37	63	52	57	42	72	28			73	26
25	46	70	57	43	67	28,5	38	31	36	60	50	52	40	70	26			70	25
24	44	67	55	41	64	28	36	30	35	57	49	47	38	67	25			66	24
23	42	64	52	39	61	27	35	29	34	54	47	42	36	65	23			63	23
22	40	61	50	37	58	26	33	28	33	52	46	38	35	62	22	80	90	60	22
21	38	58	48	35	55	25,5	32	26,5	32	50	44	35	33	59	21	79	87	56	21
20	36	55	45	33	52	25	30	25,5	31	48	42	32	32	57	19	77	84	53	20
19	35	52	43	31	49	24,5	29	24,5	30	46	41	30	30	54	10	75	81	50	19
18	33	50	41	28	47	24	28	24	29	43	40	28	29	51	17	73	78	46	18
17	31	47	39	26	44	23,5	27	23	28	41	38	26	27	48	16	71	76	43	17
16	30	44	37	24	41	23	26	22	27	39	36	24	26	45	15	68	73	40	16
15	28	41	35	22	39	22,5	25	21	26	38	35	22	25	42	14	65	71	37	15
14	27	38	32	19	36	22	24	20,5	25	35	34	21	24	39	13	62	69	34	14
13	26	35	30	17	34	21,5	23	20	24	33	32	19	23	36	12	58	67	30	13
12	24	33	28	15	31	21	22,5	19	23	31	31	18	21	33	11	55	65	26	12
11	23	30	26	12	28	20,5	22	18,5	22,5	29	29	17	20	30	10	51	63	23	11
10	22	27	24	10	26	20	21	17,5	22	27	28	15	19	27	9	48	62	20	10
9	21	24	22	7	24	19,5	20	17	21	25	26	14	18	24	8,5	42	59	17	9
8	19	21	20	4	21	19	19,5	16,5	20,5	23	25	13	17	20	7,5	38	56	13	8
7	18	18	18	2	19	18,5	19	16	20	21	24	12	16,5	16	7	34	53	10	7
6	17	16	16	0	17	18,25	18	15,5	19,5	20	23	11	15,5	12	6	30	50	7	6
5	16	13	14		14	18	17,5	15	19	18	22	9,5	15	8	5	27	47	4	5
4	15	10	12		12	17,75	17	14,5	18,5	16	21	9	14	4	4	24	44	0	4
3	14	7	10		9	17,5	16,5	14	18	14	19	8	13	0	3	22	40		3
2	13	4	8		7	17	16	13,5	17	13	18	7	12,5		2	20	35		2
1	11	1	6		4	16,5	15,5	13	16,5	11	17	6,5	12		1	18	30		1
0	9		4		2	16	15	12,5	16	9	16	6	11		0	16	25		0

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier spécialement le fonds de recherche d'IBM, extension suisse, dont la générosité m'a permis d'effectuer gratuitement la mise au point des programmes et les calculs nécessaires à ce travail, sur l'ordinateur 7040 de l'EPUL à Lausanne.

Je remercie le Pr Dicken qui a eu l'amabilité de me transmettre les données de son étude sur la simulation.

Je suis reconnaissant aux Pr Cardinet et Müller des encouragements qu'ils m'ont prodigués et de la confiance qu'ils m'ont témoignée.

Ma reconnaissance va également à M. Philippe de Coulon qui m'a permis d'entreprendre il y a quatre ans les premières études sur le CPI en milieu industriel et qui a toujours encouragé chez moi le goût de la recherche.

Je remercie M. Jeannet, psychologue, et M. Cetlin, conseiller d'orientation, qui ont eu la gentillesse de me transmettre des données en leur possession.

Je ne saurais oublier de mentionner la compréhension de M. le Directeur du Technicum de Bienne, des membres de la section neuchâteloise de la Société suisse des Contremaîtres qui ont contribué d'une manière ou d'une autre au recueil des données non industrielles.

Je m'excuse auprès de mes « cobayes » volontaires de les avoir obligés à faire violence à leur tendance naturelle à la franchise. Qu'ils en soient remerciés, car c'était pour une bonne cause!

Je remercie les Pr Gough, Mees, Goldberg, pour l'intérêt qu'ils ont manifesté envers cette étude, pour m'avoir transmis les résultats de leurs recherches et attiré mon attention sur des références particulièrement intéressantes.

Je remercie Mme Jacot-Descombes qui a eu la tâche ingrate de dactylographier ce texte.

Je ne saurais terminer sans mentionner la patience et la compréhension dont a fait preuve ma femme, dont la sollicitude affectueuse a permis la réalisation de ce travail dans les meilleures conditions possibles.

Imprimerie Alençonnaise
- Place Poulet-Malassis -
38.058
61 - Alençon - Tél. 1-49
Dépôt légal : 4e trim. 1966